

Scelte scolastiche e ambiente familiare

Daniele Checchi (Università di Milano)

Silvia Redaelli (Università di Milano)

1. Istruzione e mobilità sociale

La relazione tra istruzione e mobilità sociale è stata variamente esplorata in diversi lavori recenti riferiti al caso italiano. Nonostante la misurazione della mobilità intergenerazionale nei redditi (attraverso un approccio a due stadi, che imputa il reddito alla generazione dei genitori a partire dalle informazioni fornite dai figli) classifichi l'Italia come un paese a bassissima mobilità intergenerazionale, anche in una prospettiva di confronto internazionale (Piraino 2007, Mocetti 2007a), i dati relativi al conseguimento di istruzione indicherebbero un progressivo miglioramento nell'arco del secolo scorso (Checchi, Fiorio e Leonardi 2006; tuttavia Hertz et al. 2007 non confermano tale dinamica in un campione più ridotto). Inoltre, Franzini e Raitano (2008), utilizzando i dati dell'indagine ISFOL-PLUS 2006 mostrano come i divari di probabilità di conseguimento dei diversi titoli di studio a partire dall'istruzione dei genitori siano rimasti pressoché costanti nelle coorti più giovani.

Tre sembrano essere i fattori che possono contribuire alla bassa mobilità intergenerazionale nei livelli di istruzione. Da un lato la struttura del sistema scolastico secondario, diviso per indirizzi, senza un chiaro meccanismo meritocratico per l'allocazione degli studenti agli stessi. Questo lascia un ampio margine di intervento da parte delle famiglie, che possono così far pesare l'impatto delle risorse educative disponibili a livello familiare (Checchi e Flabbi 2006). Dall'altro l'ambiente socio-culturale in cui avviene la formazione degli studenti sembra esercitare un profondo influsso sulla formazione delle competenze degli studenti, che poi si riflette nella loro capacità di reddito futuro (Bratti, Checchi e Filippin 2007). Da ultimo, il livello terziario dell'istruzione risulta ancora sufficientemente selettivo, dal punto di vista socio-economico: le probabilità di non abbandono (ovvero di successo universitario) sono sproporzionatamente a favore dei figli di genitori istruiti, che risultano contestualmente in media più ricchi e meno avversi al rischio (Checchi, Fiorio e Leonardi 2006 e 2007). Tuttavia l'espansione territoriale dell'offerta universitaria, l'aumento della varietà dei corsi offerti e la diversa articolazione degli stessi corsi introdotta dal processo di Bologna (più conosciuta come riforma del "3+2") sembrano aver favorito l'espansione delle iscrizioni universitarie (Bratti, Checchi, DeBlasio 2008), la riduzione degli abbandoni (DiPietro e Cutillo 2008) e l'aumento del tasso di conseguimento delle lauree di primo livello (Lucifora e Cappellari 2008).

Se quindi l'assetto istituzionale (stratificazione o meno della scuola secondaria, accorciamento o allungamento della formazione terziaria, possibilità di diversione verso formazione terziaria non universitaria, per citare i nodi più significativi) sicuramente contribuisce a favorire (o ad ostacolare) la fluidità sociale attraverso il conseguimento di credenziali educative, tuttavia esso si riferisce esclusivamente alla *quantità* di istruzione conseguita, e nulla ci dice in riferimento alla *qualità* della stessa. Tuttavia la formazione delle competenze nel periodo scolastico sembra fortemente correlata con le competenze riscontrate in età adulta. In Checchi, Iacus e Porro (2007) si è mostrato come sia possibile proiettare le competenze degli studenti quindicenni (indagine PISA 2003) nella popolazione adulta (indagine ALL 2003), mettendo in luce come ogni intervento che incida sulla distribuzione delle competenze oggi possa tradursi in una modificazione dei redditi domani, una volta entrati nel mercato del lavoro.

Per questa ragione in questo capitolo ci concentreremo sulla relazione tra ambiente familiare e acquisizione di competenze nei giovani italiani quindicenni, sfruttando i dati dell'indagine PISA 2006. Tale indagine, ormai alla sua terza edizione, pone al centro della propria analisi la formazione delle competenze scientifiche, così come le edizioni precedenti (2000 e 2003) si erano concentrate rispettivamente sulle competenze letterarie e su quelle matematiche. L'edizione 2006 dell'indagine è particolarmente interessante ai nostri scopi per due ragioni: da un lato viene per la prima volta

introdotto un questionario compilato direttamente dai genitori; nonostante vi siano problemi di non risposta (che verranno analizzati in seguito) e tenuto conto che nel caso italiano è stato scelto di non chiedere informazioni dirette sul reddito familiare, è tuttavia possibile studiare il grado di precisione delle informazioni fornite dagli studenti sulle caratteristiche dei loro genitori. L'altro vantaggio nell'utilizzo di questa edizione è la numerosità campionaria: ben 12 regioni¹ hanno negoziato con OECD-PISA la costruzione di campioni rappresentativi a livello regionale, arrivando ad un campione nazionale di 20.009 studenti, contro una dimensione campionaria media degli altri paesi OECD che non eccede i 5000 individui.

Pertanto in quello che segue, partiremo dall'analisi della rappresentatività del campione PISA (paragrafo 2), analizzeremo la scelta della scuola secondaria nel corso delle tre edizioni dell'indagine PISA (2000, 2003, 2006) alla ricerca di ricorrenze e modificazioni alla base del processo di selettività sociale che inizia con l'allocazione degli studenti ai diversi indirizzi (paragrafo 3). Passeremo poi all'analisi delle correlazioni tra competenze e caratteristiche familiari (paragrafo 4), soffermandoci sul problema dell'assenza di informazioni sul reddito. Per questa ragione, nel paragrafo 5 imputiamo alle famiglie dell'indagine PISA 2006 un reddito familiare a partire da un altro data set (EUSILC 2004), che poi utilizziamo nell'analisi della scelta del tipo di secondaria (paragrafo 6) e della formazione delle competenze (paragrafo 7). Il paragrafo finale riassume i risultati principali dell'analisi (paragrafo 8).

2. Rappresentatività del campione di PISA 2006

Nelle intenzioni dei gestori del progetto, l'indagine PISA deve fornire un quadro realistico dell'intera popolazione dei quindicenni a che frequenti un'istituzione formativa. Nel caso italiano questo include le scuole secondarie del primo ciclo (qualora ci si riferisca a studenti in ritardo o pluribocciati) e del secondo ciclo, sia statali che paritarie. Ma dovrebbe anche riguardare le scuole di formazione professionale a base regionale. Effettivamente nell'indagine PISA 2006 sono state incluse 80 istituzioni scolastiche appartenenti alla formazione professionale regionale, pari al 10% delle scuole, ma esse sono distribuite in modo irregolare sul territorio nazionale: Liguria (22), Lombardia (5), Veneto (6), Trentino Alto Adige (41) e Basilicata (6). Nella misura in cui gli studenti frequentanti questi corsi hanno un livello di competenze mediamente più basso, questa strana distribuzione distorce sia la misurazione del livello nazionale sia eventuali confronti su base regionale.

Ci siamo così preoccupati di verificare la rappresentatività del campione delle scuole PISA, a partire dalla distribuzione degli studenti nei diversi ordini di scuola. Purtroppo non esistono dati completi relativamente al numero di studenti iscritti nella formazione professionale, tanto più se disaggregati per età dei partecipanti. Nella tabella 1 seguente abbiamo confrontato due metodi di stima: il primo si basa sui dati raccolti dalle anagrafi comunali, il secondo sul monitoraggio che svolge l'ISFOL in merito all'assolvimento dell'obbligo formativo. Nel primo caso siamo partiti dalla popolazione residente di età pari a quindici anni² e ad essa abbiamo sottratto gli iscritti nelle scuole statali e paritarie.³ La differenza (che può anche risultare negativa qualora degli studenti siano residenti in una regione e frequentino una scuola secondaria in altra regione) rappresenta una stima per eccesso di coloro che potrebbero essere iscritti alla formazione professionale. Il secondo metodo si basa sull'incidenza della popolazione di 15enni in formazione professionale sulla popolazione residente secondo i dati forniti dalla maggioranza delle regioni nell'ambito del monitoraggio sull'obbligo formativo (anagrafe studenti).⁴ I due metodi danno risultati relativamente coerenti tra loro. Si noti tuttavia che per un terzo delle regioni, tutte meridionali, non esiste la possibilità di quantificare il fenomeno seguendo il secondo metodo di stima.

¹ Si tratta di Basilicata, Campania, Emilia Romagna, Friuli Venezia Giulia, Liguria, Lombardia, Piemonte, Puglia, Sardegna, Sicilia, Veneto, oltre che le province autonome di Trento e Bolzano.

² Fonte: Istat: Popolazione residente al 1 Gennaio 2006 per età sesso e stato civile.

³ Fonte: Ministero della Pubblica Istruzione (MPI): quindicenni iscritti alle varie tipologie di scuole aa.ss 2005/2006.

⁴ Fonte: ISFOL 2007. Partecipazione e dispersione. Settimo Rapporto di Monitoraggio dell'obbligo formativo. Nov.2007.

Per questa ragione, per correggere la sottorappresentazione delle scuole di formazione professionale nei dati PISA siamo costretti ad utilizzare il primo metodo di stima in assenza di valori corrispondenti per le regioni meridionali. Questo produce una sovrastima dell'ordine del 2.5% della popolazione in questo ordine di scuola.

Tabella 1 - Incidenza percentuale della popolazione 15enne non in scuole o istituti statali o paritari – Italia 2006

	incidenza popolazione non in scuole statali/paritarie: formazione professionale o drop outs	incidenza formazione professionale/popolazione residente 15enne (ISFOL – anagrafe regionale studenti)	Differenza (A-B)
ITALIA	6,96	4,35	2,60
Piemonte	8,79	9,66	-0,87
Valle d'Aosta	5,66	4,46	1,21
Lombardia	12,02	10,06	1,97
Trentino Alto Adige	25,57	24,69	0,87
Veneto	10,59	8,48	2,11
Friuli Venezia Giulia	6,80	6,82	-0,02
Liguria	6,93	4,16	2,76
Emilia Romagna	2,32	4,34	-2,02
Toscana	1,75	1,91	-0,16
Umbria	1,64	2,32	-0,68
Marche	-0,98	1,92	-2,90
Lazio	1,98	4,59	-2,61
Abruzzo	4,96	4,05	0,91
Molise	0,39	n.a.	n.a.
Campania	7,97	n.a.	n.a.
Puglia	7,06	n.a.	n.a.
Basilicata	-1,37	n.a.	n.a.
Calabria	6,06	n.a.	n.a.
Sicilia	7,10	n.a.	n.a.
Sardegna	2,82	n.a.	n.a.

L'Italia ha partecipato a PISA 2006 con un campione di 21.773 studenti, in 806 scuole⁵, stratificato per macroaree geografiche (Nord Ovest, Nord Est, Centro, Sud, Sud Isole) e per indirizzi di studio⁶. Gli indirizzi di studio sono i licei, gli istituti tecnici, gli istituti professionali, le scuole medie, la formazione professionale. La distribuzione degli studenti valutati è riportata nella tabella seguente, dove si utilizzando tre distribuzioni alternative per i dati PISA (assenza di pesi campionari, utilizzo dei pesi campionari individuali degli studenti, utilizzo dei pesi campionari delle scuole). La distribuzione senza pesi campionari è quella che maggiormente si avvicina alla distribuzione dell'universo degli studenti, e da essa emergerebbe che il 39.7% della popolazione studentesca viene dai licei, il 32.1% viene dagli istituti tecnici ed il 20.1% dagli istituti di formazione professionale, il residuo essendo ripartito tra scuole secondarie di primo grado e scuole di formazione professionale. In questo modo il campione PISA sembrerebbe aver sovracampionato la popolazione dei licei (specialmente nelle regioni nord-occidentali e in quelle meridionali) e aver sottocampionato la popolazione studentesca ancora frequentante la scuola media e le scuole di formazione professionale.

⁵ L'analisi dei dati è stata condotta su 799 scuole, in quanto in 7 delle scuole campionate non sono stati raggiunti i livelli minimi di partecipazione stabiliti.

⁶ Il campione è rappresentativo della popolazione degli studenti quindicenni che frequentano ciascuno di questi indirizzi di studio, non degli indirizzi di studio nel loro complesso. Nel campione sono state incluse le scuole professionali delle Province autonome di Bolzano e di Trento, coerentemente con la definizione della popolazione oggetto di indagine in PISA. In alcune regioni, sono stati inclusi nel campione anche gli studenti quindicenni che nel 2006 frequentavano i corsi di formazione professionale attivati in anticipazione della Legge 53/2003. L'indirizzo di studio "formazione professionale" comprende sia le scuole professionali delle province di Bolzano e Trento, sia questi corsi professionali attivati a livello regionale.

Tabella 2 - Distribuzione 15enni per macro area geografica e per tipo di scuola - valori percentuali
(Fonte: PISA e MPI-ISTAT – Italia 2006)

campione PISA 2006						
area	LICEI	IST, TECN	IST, PROF	MEDIE	FORMAZ.	TOTAL
Nord Ovest	39.27	31.45	19.78	0.79	8.71	100
Nord Est	36.20	32.12	17.92	0.42	13.33	100
Centro	45.98	31.71	20.85	1.46	0.00	100
Sud	44.26	31.21	23.82	0.70	0.00	100
Sud Isole	42.47	33.54	21.80	1.51	0.68	100
Total	39.70	32.11	20.09	0.81	7.29	100
campione PISA (peso individuale studenti)						
area	LICEI	IST, TECN	IST, PROF	MEDIE	FORMAZ.	TOTAL
Nord Ovest	39,08	33,19	20,87	1,37	5,49	100
Nord Est	37,57	33,91	21,72	0,98	5,83	100
Centro	44,86	28,29	25,25	1,61	0,00	100
Sud	44,40	31,74	23,00	0,86	0,00	100
Sud Isole	44,83	28,02	23,11	4,00	0,04	100
Total	42,23	31,12	22,72	1,72	2,21	100
campione PISA (peso scuole)						
area	LICEI	IST, TECN	IST, PROF	MEDIE	FORMAZ.	TOTAL
Nord Ovest	31.54	32.31	19.96	3.06	13.13	100
Nord Est	31.27	34.95	21.70	2.70	9.39	100
Centro	32.38	34.11	28.96	4.55	0.00	100
Sud	37.29	33.56	26.38	2.77	0.00	100
Sud Isole	33.57	29.43	27.58	9.33	0.10	100
Total	33.16	32.71	24.54	4.49	5.10	100
universo MPI e ISTAT)						
area	LICEI	IST, TECN	IST, PROF	MEDIE	FORMAZ.	TOTAL
Nord Ovest	34,69	30,28	20,50	2,72	11,81	100
Nord Est	36,06	31,90	22,13	2,68	7,24	100
Centro	44,35	29,15	21,94	3,07	1,48	100
Sud	39,25	28,81	22,44	2,31	7,19	100
Sud Isole	40,28	28,27	21,56	4,21	5,68	100
Total	38,79	29,60	21,69	2,96	6,96	100

Nota: "Nord-ovest" include Piemonte, Val d'Aosta, Liguria e Lombardia; "Nord-est" include Veneto, province autonome di Trento e Bolzano, Friuli Venezia Giulia, Emilia-Romagna; "Centro" include Toscana, Marche, Umbria e Lazio; "Sud" include Abruzzo, Molise, Campania e Puglia; "Sud Isole" include Basilicata, Calabria, Sicilia e Sardegna.

È chiaro che selezionare in misura maggiore le tipologie di scuola dove sono raccolti studenti che hanno competenze più alte e viceversa produce un innalzamento "artificiale" della media dei punteggi del paese nel suo complesso, e anche delle diverse aree del paese. Nella tabella 3 abbiamo ricostruito quale sarebbe stato il risultato medio per macro-area regionale se il campione PISA fosse stato coerente con la distribuzione degli studenti esistente presso il Ministero della Pubblica Istruzione. Il punteggio medio delle competenze matematiche scenderebbe da 461 a 449, scendendo sotto la Grecia e poco al di sopra di Israele. Analogamente le scuole del sud ed isole toccherebbero ora i livelli del Messico (406). Il divario regionale resterebbe pressappoco inalterato, in quanto poco più della metà della correzione è imputabile alla minor quota di studenti liceali, mentre la parte complementare è da attribuirsi alla sotto-rappresentazione degli studenti nella formazione professionale.

Tabella 3 - Confronto tra macro-aree, con diversa ponderazione degli studenti – matematica – PISA 2006

macro- area	punteggio ponderato PISA	punteggio ponderato MPI	Differenza	di cui imputabili a sovra- campionamento licei e itis	di cui imputabili a sotto- campionamento medie e FP
nord ovest	486,90	476,45	10,44	0,58	0,42
nord est	505,18	501,48	3,75	0,56	0,44
centro	466,86	464,84	2,06	0,29	0,71
sud	439,70	430,07	9,63	0,57	0,43
sud isole	417,46	412,91	4,55	0,57	0,43
Total	461,69	456,47	5,21	0,56	0,44

Note: il punteggio per gli studenti frequentanti la formazione professionale nelle macroaree dove non è stata rilevata (centro e sud) è stato posto pari a quello rilevato (isole)

La questione delle scuole professionali sarebbe meno rilevante (come di fatto è nelle province autonome di Trento e Bolzano) se i contenuti curriculari e la qualità della formazione impartita fossero equivalenti attraverso i diversi indirizzi. Tuttavia è stato fatto ripetutamente notare che in Italia il divario territoriale si accoppia con il divario curricolare. Anche se utilizziamo i risultati sui test matematici, perché riteniamo che siamo oggettivamente più confrontabili tra paesi e aree geografiche (in quanto si tratta dell'area di competenza maggiormente indipendente dall'ambiente familiare), notiamo chiaramente da tabella 4 che l'Italia presenta una variabilità di risultati che copre l'intero spettro di variazione internazionale degli stessi. Se infatti la media OECD è per costruzione pari a 500 punti, l'Italia registra un valore medio pari a 462, preceduta dal Portogallo (466) e seguita da Grecia (459) e Israele (442). Tuttavia solo l'area del Nord-Est si colloca in media europea, con le punte di eccellenza collocate nei licei (basti ricordare che Cina, Finlandia e Corea, paesi in cima alla classifica sono a 548-547). Per contro l'area del Sud e Isole ha punteggi equivalenti a quelli di un paese in via di sviluppo: basti pensare che Thailandia raggiunge 417. Oltre al divario territoriale si registra un consistente divario tra tipologie di scuola secondaria: dai licei del nord-est agli istituti di formazione professionale delle isole c'è un divario di quasi due standard deviations. Persino le scuole del Brasile (370) o della Tunisia (365) hanno una performance migliore di questo segmento della scuola italiana.

Tabella 4 - Competenze matematiche per macro-area e tipologia di scuola – Italia 2006

	LICEI	IST. TECN	IST. PROF	MEDIE	FORMAZ. PROF.	Total
NORD OVEST	530,63	494,94	428,53	384,97	374,25	486,90
NORD EST	547,87	520,82	431,86	426,24	425,45	505,18
CENTRO	508,73	462,26	406,75	323,53	nd	466,86
SUD	473,33	442,83	376,10	289,58	nd	439,70
SUD ISOLE	454,20	409,67	368,84	341,63	356,28	417,46
Total	498,94	466,85	400,29	348,05	396,80	461,69

Nota: ciascuna cella riporta la media dei cinque plausible values delle competenze matematiche, pesate secondo i pesi campionari degli studenti.

La tabella 4 richiama altresì due problemi endemici della scuola italiana (Mocetti 2007b). Da un lato la fuoriuscita precoce dal sistema scolastico di una quota di giovani, solo parzialmente intercettati dalla formazione professionale. Dall'altro il fatto che una quota significativa di questi studenti percorre in ritardo⁷ il percorso scolastico ci porta a segnalare l'esistenza di un terzo divario, oltre a quello

⁷ Scrive Mocetti 2007b usando dati provenienti dalla Rilevazione Continua delle Forze di Lavoro riferita al 2004-2005: "oltre il 4 per cento dei giovani è già fuori dal sistema scolastico, e una parte di essi senza aver conseguito la licenza di terza media. Il tasso di scolarità è superiore al 95 per cento ma una percentuale consistente (8,2 per cento) è in ritardo rispetto al regolare corso di studi; la maggioranza dei giovani ha regolarmente completato la scuola dell'obbligo e si è iscritta alla secondaria superiore. Se si osservano gli stessi giovani un anno dopo appare evidente come l'essere in ritardo a quindici anni risulti un buon anticipatore di insuccessi scolastici futuri. Infine, una percentuale rilevante abbandona gli studi dopo il primo anno delle superiori."

territoriale e curriculare, quello legato al ritardo scolastico. La tabella 5 mostra come l'indagine PISA, riferita ai giovani quindicenni inseriti nel sistema scolastico, riguardi in realtà ragazzi potenzialmente collocati in cinque classi distinte, dalla seconda media alla terza superiore. Se i casi dei pluribocciati (tuttora inseriti nella scuola secondaria di primo grado) sono numericamente ridotti, anche quelli dei primini (cioè coloro che hanno cominciato la scuola primaria a cinque anni, e che in assenza di bocciature possono frequentare la terza superiore) non sono percentualmente rilevanti. Per questo, se ci concentriamo sulla popolazione più rilevante, costituita da coloro che stanno frequentando la prima o la seconda superiore, notiamo che vi è una significativa variabilità sia nell'incidenza delle ripetenze che nel divario di competenze che i ripetenti registrano rispetto agli studenti in corso.

Tabella 5 - Competenze matematiche per anno di corso frequentato e tipologia di scuola – Italia 2006

	2° media	3° media	1° sup	2° sup	3° sup	totale
licei			439.0128 569	502.1586 7777	510.6448 297	498.942 8643
istituti tecnici			429.1927 1239	474.9536 5682	470.1975 71	466.8533 6992
istituti professionali			378.1199 1192	408.4677 3157	401.1672 25	400.2896 4374
scuole professionali			372.0946 698	419.2063 889	227.442 1	396.8014 1588
scuola media sec. 1° grado	319.7188 23	353.1451 153				348.0542 176
Totale	319.7188 23	353.1451 153	406.1125 3698	473.2695 17505	496.7415 394	461.6887 21773

Nota: ciascuna cella riporta la media dei cinque plausible values delle competenze matematiche, pesate secondo i pesi campionari degli studenti – in corsivo il numero dei casi

Tabella 6 – Ripetenze e divario di competenze – Italia 2006

	licei		istituti tecnici		istituti professionali	
	1° sup	2° sup	1° sup	2° sup	1° sup	2° sup
nord ovest	470.6	534.7	454.0	505.8	398.4	442.0
nord est	483.1	552.6	476.8	530.2	404.2	442.2
centro	513.2	507.6	427.5	470.1	392.5	412.4
sud	404.9	472.7	394.2	450.2	353.2	381.8
sud isole	379.1	458.2	373.6	415.2	342.6	378.7
Italia	439.0	502.2	429.2	475.0	378.1	408.5
competenze matematiche						
	divario	ripetenti	divario	ripetenti	divario	ripetenti
nord ovest	-12.0%	7.2%	-10.2%	25.0%	-9.9%	47.3%
nord est	-12.6%	8.2%	-10.1%	23.6%	-8.6%	40.3%
centro	1.1%	4.0%	-9.0%	20.5%	-4.8%	30.5%
sud	-14.3%	4.6%	-12.4%	15.5%	-7.5%	21.6%
sud isole	-17.3%	8.5%	-10.0%	19.8%	-9.5%	40.2%
Italia	-12.6%	7.3%	-9.6%	21.8%	-7.4%	37.8%
competenze linguistiche						
	divario	ripetenti	divario	ripetenti	divario	ripetenti
nord ovest	-7.7%	7.2%	-8.1%	25.0%	-9.9%	47.3%
nord est	-12.0%	8.2%	-10.4%	23.6%	-10.0%	40.3%
centro	-10.5%	4.0%	-12.7%	20.5%	-5.4%	30.5%
sud	-12.0%	4.6%	-13.0%	15.5%	-14.2%	21.6%
sud isole	-14.5%	8.5%	-15.1%	19.8%	-14.8%	40.2%
Italia	-11.3%	7.3%	-10.4%	21.8%	-9.8%	37.8%

Nota: ciascuna cella riporta la media dei cinque plausible values delle competenze matematiche o linguistiche, pesate secondo i pesi campionari degli studenti

In tabella 6 abbiamo riportato per ordine di scuola ed area geografica la quota di studenti in ritardo (che rappresenta una misura indiretta della quota di studenti ripetenti) ed il divario percentuale in termini di competenze matematiche e letterarie tra studenti in corso e studenti ripetenti. Da un punto di vista teorico ci aspetteremmo che quanto più una scuola sia selettiva, tanto maggiore sia la quota di studenti bocciati e quanto minore sia il divario di competenze (in quanto vengono bocciati studenti che hanno una performance anche solo leggermente inferiore a quella attesa dagli insegnanti). Viceversa, quanto più una scuola è concessiva, minore sarà il numero di bocciati e maggiore il divario (si boccia cioè solo nei casi estremi). Seguendo questo criterio, gli istituti professionali appaiono come la scuola più selettiva, seguiti dagli istituti tecnici e poi dai licei. Applicando poi lo stesso criterio alle aree geografiche, ne risulterebbe che le scuole del nord siano più selettive di quelle del sud, dato che non contraddice gli studi sulla relazione tra voti e misure di competenza, che mostrano un comportamento più “lassista” da parte degli insegnanti meridionali in materia di politiche di voto (Cipollone e Sestito 2007).

Nell’analisi che segue noi trascureremo gli studenti ancora iscritti nella scuola media, in quanto si tratta di una minoranza molto problematica che rischia di distorcere i nostri risultati. Terremo invece all’interno del campione le scuole professionali a base regionale, pur consci del fatto che esse rappresentano solo una punta di un iceberg ancora parzialmente nascosto. Se infatti si osserva tabella 7 si nota che il livello di istruzione dei genitori si abbassa progressivamente man mano che si passa dai licei agli istituti e alle scuole professionali. I risultati che quindi otterremo sono distorti dalla sottorappresentazione nel campione degli studenti che o hanno abbandonato completamente ogni istituzione formativa oppure frequentano la formazione professionale regionale, che non è stata campionata nella maggioranza delle regioni. Tenuto conto che essi probabilmente provengono da ambienti familiari più poveri in termini di risorse culturali, ne possiamo dedurre che l’impatto delle risorse culturale rischia di essere sottostimato nelle analisi successive.

Tabella 7 – Scuola frequentata e titolo di studio più elevato tra i genitori (da questionario genitori) – Italia 2006

	obbligo completato o meno	diploma di scuola superiore	qualifica regionale di II livello	diploma (accademia, conservatorio, isef)	laurea o dottorato
licei	11.52	42.00	14.22	3.12	29.15
istituti tecnici	22.94	45.21	20.49	2.49	8.86
istituti professionali	27.31	40.69	22.89	3.47	5.64
scuole professionali	30.00	38.13	27.46	1.48	2.93
scuola media	32.70	32.09	23.50	2.15	9.56
Totale	19.08	42.51	18.40	2.95	17.06

3. Scelta della scuola secondaria

La scelta del percorso di studi superiori rappresenta un punto focale del percorso educativo di ogni studente e ne determina in larga misura le successive scelte e possibilità di conseguire una laurea così come il futuro successo nel mondo del lavoro. Il sistema italiano di scuola secondaria superiore si articola su tre principali percorsi⁸: liceo, istituto tecnico e istituto professionale. I licei, nelle varie sottocategorie (classico, scientifico, socio-pedagogico), forniscono una preparazione di carattere generalista e sono orientati al proseguimento degli studi a livello universitario. Gli istituti tecnici e, in misura ancora maggiore, gli istituti professionali insieme ad una preparazione di base, forniscono

⁸ Riferimento ai corsi di durata quinquennale. Il secondo ciclo d’istruzione vigente prevede corsi di tre (scuole professionali), quattro e cinque anni. I corsi quinquennali (licei, istituti tecnici e professionali, istituti d’arte) si concludono con un esame per il conseguimento del diploma conclusivo di Stato, che consente l’ammissione agli studi universitari in ogni facoltà. I diplomi conseguiti al termine dei corsi quadriennali dei licei artistici consentono solo l’accesso alla facoltà di architettura o all’Accademia di belle arti; per l’accesso alle altre facoltà universitarie è richiesta la frequenza di un corso integrativo di un anno. Nella nostra analisi, i licei artistici sono stati classificati nella categoria “istituti professionali”.

competenze a carattere specialistico e preparano gli studenti all'ingresso diretto nel mondo del lavoro. Nel corso del tempo, complici anche le riforme istituzionali avvenute negli ultimi 10 anni, si è assistito ad un progressivo aumento della quota di studenti iscritti nei licei. Prendendo come riferimento i dati forniti dal Ministero della Pubblica Istruzione, la tabella 8 riporta la quota di studenti iscritti al secondo anno di studi secondari superiori nei tre principali indirizzi, ripartita per macro area geografica e per gli anni scolastici 1999-2000, 2002-2003, e 2005-2006⁹.

Tabella 8: Quota di studenti iscritti (classe II), per tipologia di percorso di studio e macro area geografica

	Licei			Istituti Tecnici			Istituti Professionali		
	99-00	02-03	05-06	99-00	02-03	05-06	99-00	02-03	05-06
Nord Ovest	32,61	32,76	37,03	40,86	39,88	36,59	26,54	27,35	26,38
Nord Est	30,28	31,46	36,29	39,95	38,08	35,45	29,77	30,46	28,26
Centro	37,72	39,47	43,92	35,91	33,86	31,20	26,37	26,67	24,89
Sud	37,13	36,98	42,10	36,64	35,66	32,65	26,23	27,36	25,25
Isole	38,46	36,95	43,07	38,60	36,02	32,66	22,94	27,03	24,26
Totale Nazionale	35,53	35,81	40,66	38,11	36,58	33,62	26,36	27,61	25,73

Fonte: Ministero della Pubblica Istruzione

A livello nazionale, nell'anno scolastico 1999-2000, la maggioranza degli iscritti in seconda superiore risultava frequentare gli istituti tecnici i cui studenti, nelle regioni del nord, superavano di circa dieci punti percentuali quelli dei licei¹⁰. A sei anni di distanza, la situazione risulta essere sostanzialmente capovolta con i licei che sorpassano gli istituti tecnici in tutte le macro aree e superano di 2-4 punti percentuali quota 40% degli studenti iscritti in seconda superiore nelle regioni del Centro, Sud e Isole.

Tabella 9: Variazione percentuale della quota di studenti per tipologia di percorso di studio (2006-2000)

	Variazione % 2006-2000		
	Licei	Istituti Tecnici	Istituti Professionali
Nord Ovest	4,42	-4,27	-0,16
Nord Est	6,01	-4,50	-1,51
Centro	6,20	-4,71	-1,48
Sud	4,97	-3,99	-0,98
Isole	4,61	-5,93	1,32
Totale Nazionale	5,13	-4,49	-0,63

Fonte: Ministero della Pubblica Istruzione

Dal 2000 al 2006, la popolazione di studenti liceali a livello nazionale è cresciuta del 5.13%, a discapito della quota di studenti iscritti negli istituti tecnici che è invece diminuita in misura quasi equivalente (-4.49%). Tale tendenza alla liceizzazione ha interessato maggiormente le regioni del Centro e del Nord Est, (con incrementi rispettivamente, del 6.20 e del 6.01%) laddove l'incremento è stato anche accompagnato da una sensibile riduzione della quota di studenti frequentanti gli istituti professionali.

Per cercare di indagare sulle cause di questo mutamento nelle iscrizioni, abbiamo analizzato le determinanti della scelta della scuola secondaria utilizzando le tre edizioni dell'indagine PISA (2000, 2003, 2006). Particolare attenzione è stata dedicata all'analisi dell'impatto delle caratteristiche di background familiare, alla ricerca di eventuali evoluzioni temporali nel processo di allocazione degli studenti nei vari indirizzi di studio e delle sue conseguenze in termini di selettività sociale del sistema

⁹ La scelta degli alunni iscritti in seconda, così come la scelta dell'orizzonte temporale dell'analisi è funzionale al confronto con i dati dell'indagine PISA che analizza gli studenti quindicenni.

¹⁰ Nelle regioni del Centro e Sud, si rileva una distribuzione tendenzialmente più omogenea, con una leggera prevalenza degli studenti liceali.

scolastico. La scelta del tipo di scuola superiore è il risultato di un processo non direttamente osservabile (*processo latente*) di cui conosciamo solo l'esito finale. Con l'analisi econometrica possiamo inferire quali fattori siano statisticamente correlati con la probabilità che uno studente abbia scelto di iscriversi al liceo, piuttosto che all'istituto tecnico o all'istituto professionale. La variabile dipendente dell'analisi è la scelta del tipo di scuola superiore fra liceo, istituto tecnico e istituto professionale, la cui distribuzione nei tre campioni PISA è presentata nella Tabella 10¹¹.

Tabella 10: Quota di studenti 15enni iscritti per tipologia di percorso di studio e macro area geografica.
PISA 2000-2003-2006

	Licei			Istituti Tecnici			Istituti Professionali		
	2000	2003	2006	2000	2003	2006	2000	2003	2006
Nord Ovest	29,76	40,1	39,08	45,48	37,1	33,19	24,76	22,8	20,87
Nord Est	36,36	33,86	37,57	35,66	36,85	33,91	27,98	29,29	21,72
Centro	37,66	42,64	44,86	36,66	30,81	28,29	25,68	26,55	25,25
Sud	39,28	38,46	44,4	39,08	35,36	31,74	21,65	26,17	23
Sud-Isole	36,45	44,5	44,83	39,93	33,13	28,02	23,62	22,37	23,11
Totale Nazionale	35,64	40,16	42,23	39,98	34,65	31,12	24,38	25,19	22,72

Fonte: Elaborazione su dati PISA. Osservazioni pesate secondo i pesi campionari degli studenti.

In linea con la tendenza riscontrata nei dati forniti dal ministero, si può notare un trend temporale positivo nella quota di studenti iscritti al liceo, associato ad una diminuzione di istituti tecnici e professionali. Rispetto ai dati ministeriali, tuttavia, il campione PISA tende a sovrastimare l'incremento della quota dei licei nelle regioni del Nord Ovest.

La tabella 11 riporta i risultati delle stime di un modello *ordered probit* sulla scelta del tipo di scuola superiore¹². In generale, per tutti gli anni dell'indagine PISA, le donne hanno una maggiore probabilità di scegliere di proseguire i propri studi nei licei rispetto ai colleghi uomini, così come il fatto di essere "in corso" (i.e. frequentare la seconda superiore) o essere "primini" (i.e. frequentare la terza superiore) rispetto a studenti che abbiano dovuto ripetere un anno scolastico (variabile omessa). L'anno di corso, a parità di età dello studente, può essere considerato come una proxy per la sua abilità scolastica. I risultati sembrerebbero quindi confermare una selezione per abilità all'interno dei vari indirizzi di studi. Di particolare interesse ai fini della nostra analisi sono le variabili di controllo relative al background familiare. Per catturare l'impatto dell'ambiente familiare in cui la scelta del tipo di scuola superiore è maturata abbiamo considerato il livello di studio conseguito dal genitore "più istruito", l'indice di prestigio occupazionale associato al genitore che nella coppia svolge l'occupazione "più prestigiosa" e un indice che cattura la presenza di risorse educative in casa.

¹¹ Per analizzare la scelta della scuola superiore abbiamo escluso dal campione di analisi gli studenti ripetenti che all'età di 15 anni frequentassero ancora le scuole medie e che quindi non avessero ancora scelto il percorso di studi superiori. Abbiamo inoltre escluso gli studenti iscritti nelle scuole professionali di competenza regionale per i problemi di non rappresentatività del campione illustrati nel paragrafo 2.

¹² La scelta di un modello *ordered probit* implica la necessità di ordinare gerarchicamente le scelte. Riteniamo che la scelta del liceo sia percepita da genitori, studenti e insegnanti come "opzione migliore", seguita da istituti tecnici e istituti professionali. I risultati sono tuttavia validi indipendentemente dal modello utilizzato, e in linea con risultati ottenuti applicando un semplice modello multinomiale.

Tabella 11: Determinanti della scelta dell'indirizzo di scuola secondaria superiore. Modello Ordered Probit.

	2000	2003	2006
Caratteristiche individuali:			
Età (mesi) ^(b)	0.0148	0.0401***	0.0081
Femmina ^(a)	0.0870***	0.1002***	0.1103***
In II superiore ^(a,b)	0.1527***	0.1474***	0.1417***
In III superiore ^(a,b)	0.2882***	0.1964***	0.2463***
Background familiare:			
Livello di istruzione più elevato tra i genitori ^(c)	0.2465***	0.1689***	0.1144***
Prestigio occupazionale più elevato tra i genitori ^(c)	0.2198***	0.2829***	0.2882***
Indice di disponibilità di risorse educative in casa ^(c)	0.0684***	0.1330***	0.1485***
Controlli geografici:			
Nord Est ^{(a), (d)}	0.0109	-0.0430	-0.0177
Centro ^{(a), (d)}	0.0330	-0.0105	-0.0120
Sud ^{(a), (d)}	0.0681	0.0106	0.0179
Sud e Isole ^{(a), (d)}	0.0609	0.0641	0.0400
Nr. osservazioni	4711	11107	19518
Pseudo R-squared	0.13	0.13	0.11

Note: * Coefficiente significativo 10%; ** significativo 5%; *** significativo 1%.

Pesi campionari individuali utilizzati nelle stime e standard errors corretti per clustering a livello di scuola.

(a) Variabili dicotomiche: effetti marginali riportati in tabella

(b) Variabile omessa: in I superiore

(c) Variabili continue: coefficienti fully standardised riportati in tabella

(d) "Nord-ovest" (dummy omessa) include Piemonte, Val d'Aosta, Liguria e Lombardia; "Nord-est" include Veneto, province autonome di Trento e Bolzano, Friuli Venezia Giulia, Emilia-Romagna; "Centro" include Toscana, Marche, Umbria e Lazio; "Sud" include Abruzzo, Molise, Campania e Puglia; "Sud Isole" include Basilicata, Calabria, Sicilia e Sardegna

Per agevolare il confronto intertemporale delle stime, abbiamo riportato per le variabili continue (età e background familiare) i coefficienti standardizzati (*fully standardized*), mentre per le restanti variabili dicotomiche abbiamo riportato gli effetti marginali¹³. In ciascuno degli anni di indagine, le nostre variabili di controllo per l'ambiente familiare risultano positivamente e significativamente correlate alla probabilità di scegliere il liceo, rispetto a istituti tecnici e professionali. Dall'analisi dei coefficienti standardizzati si può inoltre notare una diminuzione nel tempo dell'impatto (positivo) associato al grado di istruzione più elevato conseguito dai genitori, e, di converso, un aumento dell'impatto ascrivibile a prestigio occupazionale e alla disponibilità di risorse educative nella famiglia.

Come abbiamo potuto evidenziare analizzando la distribuzione degli studenti nei vari percorsi di studio, negli ultimi 10 anni si è assistito a un progressivo incremento della quota di studenti iscritti ai licei. Come vedremo in maggior dettaglio nei paragrafi successivi, i licei risultano essere le scuole con un maggior livello di competenze scolastiche misurate dai test PISA. Se tutti gli studenti, a parità di abilità scolastica non osservabile, avessero la stessa probabilità di iscriversi al liceo, la tendenza riscontrata dovrebbe essere accolta positivamente. D'altro canto, se la tendenza alla licealizzazione fosse riconducibile ad un incremento dell'impatto dell'ambiente familiare sulle scelte scolastiche, si dovrebbe temere per le implicazioni in termini di mobilità sociale ad essa associate. Per analizzare eventuali tendenze temporali nella selettività sociale del sistema scolastico, abbiamo riprodotto graficamente le probabilità predette associate alla scelta dell'indirizzo di studio in rapporto alle variazioni delle nostre variabili di controllo del background familiare.

¹³ Dal punto di vista interpretativo, i coefficienti *fully standardized* indicano l'impatto in termini di *standard deviations* sulla variabile dipendente dell'incremento di una *standard deviation* nella variabile indipendente in esame. Per le variabili dicotomiche, gli effetti marginali indicano l'effetto sulla variabile dipendente al variare della variabile esplicativa da 0 a 1.

Figura 1: Probabilità predetta di scelta di ciascun indirizzo di studio al variare del livello di istruzione massimo dei genitori.

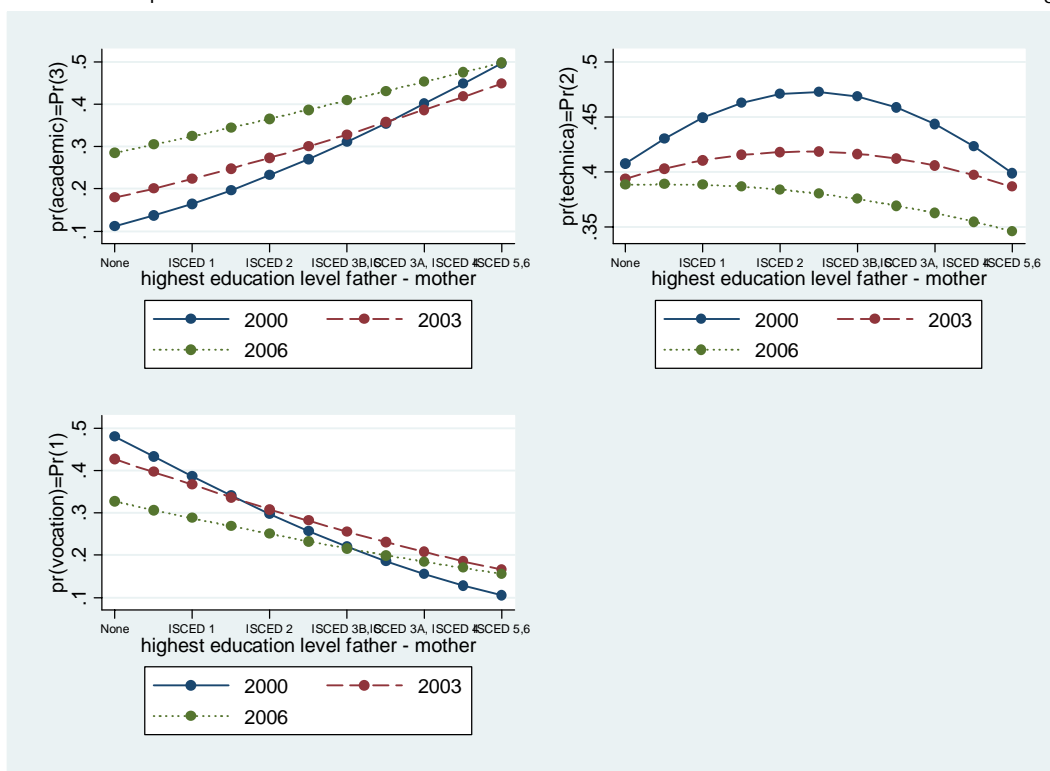
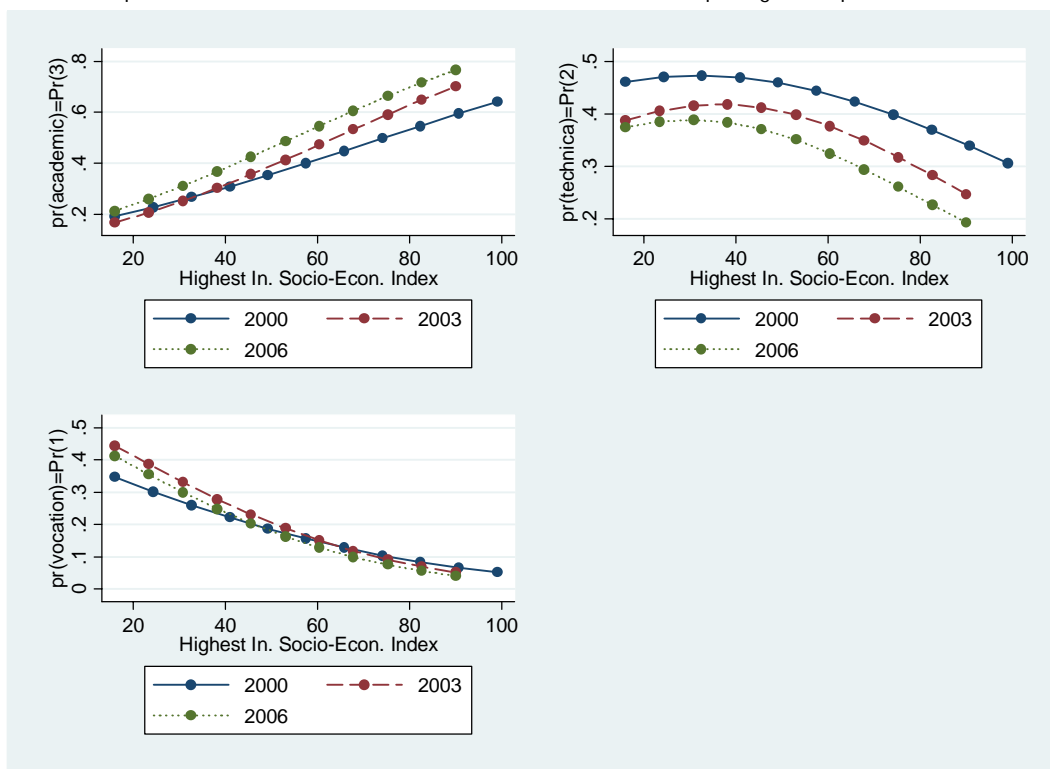


Figura 2: Probabilità predetta di scelta di ciascun indirizzo di studio al variare del prestigio occupazionale massimo dei genitori.



Rispetto all'istruzione dei genitori (Figura 1), nel 2006 la probabilità media predetta di aver scelto il liceo (*academic school*) per uno studente con genitori non istruiti risulta essere in maggiore di circa 2 punti percentuali rispetto al 2000. Uno studente con genitori non istruiti nel 2000 aveva in media circa 37 punti percentuali di svantaggio rispetto a uno studente con almeno un genitore laureato. Nel 2006 tale

svantaggio, pur permanendo, si è ridotto a soli 17 punti percentuali. Nel 2000 gli studenti con genitori non istruiti avevano la stessa probabilità media predetta di aver scelto l'istituto tecnico (*technical school*) rispetto agli studenti con almeno un genitore laureato, risultato che non persiste per l'indagine del 2006.

Di natura diametralmente opposta i risultati dello stesso esercizio in rapporto al prestigio occupazionale dei genitori e all'indice relativo alla disponibilità di risorse educative¹⁴. Come si può evincere dalla Figura 2, nell'indagine 2006, la probabilità media predetta di aver scelto il liceo risulta essere maggiormente sensibile alla variazione del prestigio occupazionale della famiglia di appartenenza, e nessuna tendenza alla liceizzazione emerge per gli studenti provenienti da famiglie con le occupazioni più modeste. Questa analisi, seppur limitata dall'impossibilità di controllare per l'abilità relativa degli studenti al momento della scelta del percorso di studi, mette in luce la tendenza a un maggior peso esercitato da fattori di natura socio-economica legati all'ambiente familiare.

Un elemento interessante che emerge dai risultati delle stime del modello *ordered probit* sulla scelta dell'indirizzo di studi è costituito dalla “non significatività” dei controlli regionali (vedi Tabella 11)¹⁵. Per approfondire il tema della differenziazione territoriale abbiamo compiuto un ulteriore esercizio. Utilizzando i dati PISA 2003 e 2006, per cui sono disponibili informazioni sulla provincia della scuola frequentata, abbiamo analizzato il livello di concentrazione “spaziale” delle scelte scolastiche utilizzando l'indice di concentrazione di Herfindahl¹⁶ calcolato a livello provinciale (vedi Tabella 12). Dal confronto 2003-2006 risulta una riduzione della concentrazione scolastica a livello provinciale sia guardando la media degli indici su scala nazionale sia per le macroaree finora considerate, con la sola eccezione del Centro Italia laddove la concentrazione delle scelte scolastiche rispetto al 2003 risulta sensibilmente aumentata. Questo significa che il processo di licealizzazione ha la caratteristica di generalità sull'intero territorio nazionale, producendo ovunque una minor concentrazione per tipologia di scuola.

Tabella 12: Indice di concentrazione di Herfindahl sulla scelta scolastica a livello provinciale

	Media degli indici calcolati a livello provinciale	
	PISA 2003	PISA 2006
Nord Ovest	0.6175	0.5882
Nord Est	0.6929	0.4489
Centro	0.5016	0.7364
Sud	0.5207	0.5484
Sud-Isole	0.7365	0.5273
Totale nazionale	0.6226	0.5528

Nota: elaborazione su dati PISA

4. Determinanti delle competenze matematiche (2000-2003-2006)

Analizzate le determinanti della scelta della scuola secondaria, ci concentreremo ora nell'analisi della performance degli studenti e di come essa sia influenzata dalle caratteristiche di background familiare. L'istruzione è generalmente considerata come il principale strumento per favorire la mobilità intergenerazionale. Idealmente, se la scuola fosse uno strumento effettivo nel raggiungimento dell'obiettivo di “uguali opportunità” di successo, la performance degli studenti non dovrebbe essere

¹⁴ Per brevità riportiamo esclusivamente i risultati relativi all'indice socio economico.

¹⁵ Lo stesso risultato è stato ottenuto stimando il modello sull'intero campione (PISA 2000, 2003, 2006) e controlli per il trend temporale interagiti con la macroarea geografica.

¹⁶ L'indice è calcolato come somma dei quadrati delle quote di studenti iscritti a ciascun indirizzo scolastico a livello di provincia. Il valore minimo dell'indice (1/3) corrisponde a una situazione in cui le quote nei tre percorsi di studio si equivalgono, mentre il valore massimo (1) si ottiene qualora in una provincia tutti gli studenti fossero iscritti in un'unica tipologia di scuola.

significativamente correlata alle caratteristiche socio-economiche familiari approssimate dal grado di istruzione più elevato fra i genitori e dagli indici di prestigio occupazionale e di possesso di risorse educative in famiglia.

I risultati delle stime di un modello di regressione lineare sulla performance matematica degli studenti per i tre anni disponibili dell'indagine PISA sono riportati nella Tabella 13¹⁷. Le caratteristiche individuali influenzano significativamente la performance in ciascuna delle rilevazioni PISA. In particolare, le competenze matematiche delle studentesse risultano inferiori a quella dei colleghi maschi, così come quelle degli studenti che frequentano la seconda o la terza (quindi in linea o in anticipo sulla classe modale) rispetto agli studenti ripetenti. Per quanto riguarda le caratteristiche di background familiare, abbiamo controllato per l'istruzione dei genitori usando delle variabili dicotomiche indicanti il livello di istruzione più elevato conseguito. Rispetto a studenti con genitori senza la licenza elementare (la categoria omessa), gli studenti con almeno un genitore con licenza media, superiore o laurea, conseguono risultati sostanzialmente maggiori nel test matematico, anche se nel tempo si può osservare una diminuzione dell'impatto dell'istruzione dei genitori misurabile dall'entità dei coefficienti. Per quanto riguarda l'indice di prestigio occupazionale e l'indice di disponibilità di risorse educative, entrambi hanno un effetto significativo e positivo sulle competenze matematiche, con una generale tendenza all'aumento di tale effetto passando dall'indagine del 2000 a quella del 2006.

Mentre possiamo ragionevolmente supporre che i genitori più istruiti possano trasmettere le proprie conoscenze ai propri figli (anche solo banalmente aiutandoli nei compiti), o anche solo attribuire un ruolo effettivo alla presenza di risorse educative a casa (come si conferma anche dalla nostra analisi), l'interpretazione del coefficiente associato al prestigio occupazionale dei genitori risulta più difficile. In altri termini, non è chiaro il canale attraverso cui l'occupazione dei genitori possa influire direttamente sulla performance scolastica dei figli. Una possibilità, suggerita dall'analisi condotta nel paragrafo precedente, è che l'occupazione dei genitori, o lo status sociale ad essa associato, determinino la performance scolastica agendo a monte attraverso la scelta del tipo di scuola (liceo, istituto tecnico o professionale). Ed infatti quando aggiungiamo fra i regressori del modello precedentemente stimato delle dummy relative al tipo di scuola secondaria frequentata (Tabella 14), tutti i coefficienti per le variabili di background familiare o perdono in parte la propria significatività (come nel caso dell'istruzione dei genitori) o si riducono sostanzialmente in entità (come nel caso del prestigio occupazionale e delle risorse educative). I coefficienti stimati nell'ultima specificazione del modello potrebbero tuttavia essere distorti a causa dell'endogeneità della scelta del tipo di scuola. In altre parole, qualora vi fossero delle caratteristiche non osservabili (per esempio l'intelligenza) che influenzassero sia la scelta del tipo di scuola che la successiva performance scolastica, e qualora non fossimo in grado di controllare opportunamente per tali caratteristiche, i nostri coefficienti stimati sarebbero distorti. Nel nostro caso, l'unico controllo per l'abilità scolastica dello studente è la classe frequentata. Questo controllo potrebbe essere considerato soddisfacente solo se potessimo datare ogni ritardo degli studi, quindi stabilire se eventuali bocciature siano intervenute antecedentemente o successivamente al momento della scelta oppure se ammettessimo che l'abilità "scolastica" non vari nel tempo.

Per avere una stima precisa dell'impatto del percorso di studi sulla performance scolastica dovremmo disporre di uno strumento valido, ovvero sia un fattore che influenzi solo la scelta del tipo di scuola e non la performance scolastica. Un candidato potenziale potrebbe essere la distanza della residenza di ciascuno studente da ciascun tipo di scuola secondaria. Non disponendo di dati a riguardo, possiamo solo supporre che il bacino di utenza di ciascun "percorso di studio" coincida con la provincia della scuola stessa, e utilizzare la distribuzione degli studenti a livello provinciale come proxy dell'offerta relativa di ciascuna scuola. Così facendo (cioè sostituendo i controlli per il tipo di scuola con delle dummy provinciali) otteniamo i risultati riportati in Tabella 15.

¹⁷ Abbiamo scelto di analizzare le competenze matematiche in quanto potenzialmente meno influenzate, rispetto alle abilità linguistiche, dall'ambiente in cui lo studente è cresciuto. Analoga strategia è stata seguita in Bratti et al 2007.

Tabella 13: Competenze matematiche e ambiente familiare (Modello OLS)

	PISA 2000	PISA 2003	PISA 2006
<i>Caratteristiche individuali:</i>			
Età (mesi)	3.503 (0.66)	7.285** (2.13)	1.766 (0.64)
Femmina	-23.188*** (5.75)	-27.431*** (7.35)	-22.512*** (9.11)
In II superiore ^(a)	70.325*** (15.19)	65.493*** (21.34)	59.892*** (21.99)
In III superiore ^(a)	100.426*** (13.46)	87.786*** (10.85)	90.545*** (12.57)
<i>Background familiare:</i>			
Livello di istruzione più elevato tra i genitori ^(a) :			
Istruz. primaria	47.887** (2.39)	15.888 (1.13)	11.628 (0.98)
Istruz. Secondaria di I livello	50.742*** (2.76)	25.707** (2.00)	30.169*** (2.86)
Istruz. Secondaria di II livello professionale	42.960** (2.28)	45.414*** (3.34)	42.392*** (3.81)
Istruz. Secondaria di II livello accademica	63.179*** (3.44)	42.656*** (3.32)	39.051*** (3.65)
Istruz. Terziaria	61.766*** (3.27)	29.216** (2.21)	27.689** (2.54)
Prestigio occupazionale più elevato tra i genitori ^(b)	0.516*** (4.23)	0.993*** (11.44)	0.985*** (11.66)
Indice di disponibilità di risorse educative in casa ^(b)	8.271*** (4.37)	13.038*** (10.67)	13.096*** (10.21)
<i>Controlli geografici:</i>			
Nord est	15.206 (1.40)	-1.616 (0.19)	13.549** (2.30)
Centro	-31.178*** (3.63)	-39.459*** (4.91)	-29.208*** (3.28)
Sud	-56.116*** (5.92)	-77.548*** (8.90)	-55.835*** (8.38)
Sud e Isole	-66.532*** (7.15)	-80.606*** (9.74)	-69.208*** (9.04)
Costante	303.517*** (3.58)	273.490*** (4.83)	345.229*** (7.70)
Osservazioni	2604	11107	19518
R-squared	0.30	0.35	0.29
Adj. R-squared	0.29	0.35	0.29

Note: t statistics in parentesi; standard errors corretti per clustering a livello di scuola. Osservazioni pesate utilizzando i pesi campionari studenti. * Coefficiente significativo 10%; ** Coefficiente significativo 5%; *** Coefficiente significativo 1%

(a) Variabile omessa: in I superiore

(b) Variabile omessa: nessuna licenza scolastica

b) "Nord-ovest" (omette dummy) include Piemonte, Val d'Aosta, Liguria e Lombardia; "Nord-est" include Veneto, province autonome di Trento e Bolzano, Friuli Venezia Giulia, Emilia-Romagna; "Centro" include Toscana, Marche, Umbria e Lazio; "Sud" include Abruzzo, Molise, Campania e Puglia; "Sud Isole" include Basilicata, Calabria, Sicilia e Sardegna

Tabella 14: Competenze matematiche e ambiente familiare – Controlli per l'indirizzo di studi inclusi. (Modello OLS)

	PISA 2000	PISA 2003	PISA 2006
<i>Background familiare^(b)</i>			
Istruz. primaria	40.329** (2.15)	14.435 (1.11)	26.826** (2.23)
Istruz. Secondaria di I livello	40.765** (2.36)	20.408* (1.72)	39.269*** (3.55)
Istruz. Secondaria di II livello professionale	29.468* (1.66)	29.450** (2.32)	43.776*** (3.79)
Istruz. Secondaria di II livello accademica	40.986** (2.36)	27.476** (2.35)	40.173*** (3.60)
Istruz. Terziaria	33.949* (1.90)	11.997 (1.00)	29.458** (2.55)
Prestigio occupazionale più elevato tra i genitori	0.240** (2.25)	0.553*** (7.77)	0.513*** (6.87)
Indice di disponibilità di risorse educative in casa	5.953*** (3.26)	8.740*** (7.82)	8.376*** (7.49)

Nota: Rispetto alla specificazione del modello in Tabella 13, sono stati aggiunte dummies per il tipo di scuola frequentata (Liceo e Ist. tecnico; Ist. Professionale variabile omessa)

Tabella 15: Competenze matematiche e ambiente familiare – Controlli a livello provinciale. (Modello OLS)

	PISA 2003	PISA 2006
Istruz. primaria	18.193 (1.15)	17.96 (1.70)*
Istruz. Secondaria di I livello	21.218 (1.45)	30.187 (3.31)***
Istruz. Secondaria di II livello professionale	39.680** (2.56)	32.922 (3.44)***
Istruz. Secondaria di II livello accademica	36.847** (2.50)	31.137 (3.36)***
Istruz. Terziaria	25.809* (1.74)	21.377 (2.28)**
Prestigio occupazionale più elevato tra i genitori	0.892*** (11.15)	0.429 (6.62)***
Indice di disponibilità di risorse educative in casa	11.060*** (10.54)	8.363 (7.98)***

Nota: Rispetto alla specificazione del modello in Tabella 14, le dummies per macro-area sono state sostituite con dummy provinciali

5. Grande assente di queste analisi è il reddito familiare

Fino ad ora abbiamo analizzato l'impatto del background familiare sulla scelta del percorso scolastico e sulla successiva performance matematica valutando l'impatto dell'istruzione dei genitori, della loro occupazione e delle risorse educative presenti in famiglia. In questa analisi, abbiamo fino ad ora escluso il reddito come possibile determinante. Nell'indagine PISA 2006, alcuni paesi hanno somministrato questionari ai genitori degli studenti per ottenere informazioni dirette sulle loro caratteristiche, ivi incluso il reddito familiare¹⁸. Purtroppo, sebbene l'Italia risulti essere fra i paesi ad avere condotto l'indagine anche sui genitori, per motivi non meglio specificati di privacy, l'informazione sul reddito familiare non è stata raccolta.

Partendo dai risultati di Checchi e Flabbi (2007), e prima di tornare ad analizzare il caso italiano, approfitteremo della completezza dei dati PISA relativi alla Germania per analizzare l'esistenza di un impatto addizionale del reddito al netto delle caratteristiche di background familiare fino ad ora

¹⁸ L'indagine PISA 2006 ha interessato 57 paesi. Di questi, 18 hanno raccolto informazioni dirette sui genitori degli studenti campionati. La domanda sul reddito richiede di indicare la classe di reddito di pertinenza fra le seguenti alternative: "20000 euro or more - less than 30000 euro"; "30000 euro or more - less than 40000 euro"; "40000 euro or more - less than 50000 euro"; "50000 euro or more - less than 60000 euro"; "60000 euro or more".

considerate.¹⁹ Come si può vedere dai risultati riportati nella Tabella 16, la performance matematica degli studenti tedeschi risente positivamente e significativamente del livello di reddito, anche qualora si controlli per il tipo di secondaria frequentata. I coefficienti del prestigio occupazionale e delle risorse educative si riducono sensibilmente con l'introduzione dei controlli per il livello di reddito familiare, a supporto della correlazione positiva esistente fra il reddito e gli indici stessi. Interessante invece notare come i coefficienti sull'istruzione dei genitori, con la sola eccezione della licenza di scuola primaria, aumentino quando controlliamo per il reddito. Una possibile spiegazione potrebbe essere che l'istruzione dei genitori abbia un contributo maggiormente autonomo, relativamente al potere predittivo delle capacità di guadagno, per esempio attraverso la socializzazione alla scuola o la trasmissione diretta delle competenze. In ogni caso queste regressioni ci confermano l'idea che il reddito abbia un contributo informativo addizionale rispetto alle altre variabili relative all'ambiente familiare utilizzate in precedenza (istruzione, prestigio occupazionale, risorse educative), e ci spingono quindi nella direzione di provare ad ovviare alla carenza di questa informazione nell'indagine PISA relativa al 2006 per l'Italia.

Tabella 16: Competenze matematiche ambiente familiare e reddito – GERMANIA (Modello OLS)

	Controlli per l'indirizzo di studi esclusi		Controlli per l'indirizzo di studi inclusi	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Istruz. primaria ^(a)	-81.315** (2.13)	-27.404 (1.25)	-89.754** (2.38)	-35.408** (2.05)
Istruz. Secondaria di I livello ^(a)	5.655 (0.60)	18.193 (1.48)	3.171 (0.37)	13.897 (1.20)
Istruz. Secondaria di II livello ^(a) professionale	24.799** (2.35)	35.887*** (3.01)	14.947 (1.61)	19.768* (1.75)
Istruz. Secondaria di II livello accademica ^(a)	37.895*** (3.77)	47.109*** (4.21)	18.498** (2.13)	26.377** (2.50)
Istruz. Terziaria ^(a)	38.225*** (3.94)	49.833*** (4.32)	17.477** (2.08)	27.916** (2.57)
Prestigio occupazionale più elevato tra i genitori	1.296*** (11.35)	1.002*** (7.62)	0.537*** (6.19)	0.411*** (4.09)
Indice di disponibilità di risorse educative in casa	13.234*** (9.00)	10.272*** (5.91)	7.407*** (5.57)	4.982*** (3.27)
Reddito ^(a) [20,000 – 30,000]		6.398 (1.20)		9.382* (1.97)
Reddito ^(a) (30,000 – 40,000]		12.913** (2.38)		12.145*** (2.74)
Reddito ^(a) (40,000 – 50,000]		16.677*** (2.82)		13.150*** (2.86)
Reddito ^(a) (50,000 – 60,000]		26.948*** (4.27)		15.982*** (3.42)
Reddito >60,000		29.665*** (4.64)		14.139*** (3.03)
Costante		951.411*** (9.90)		497.897*** (6.11)
Osservazioni		2715		2715
R-squared		0.39		0.58
Adj. R-squared		0.38		0.58

Note: t statistics in parentesi; standard errors corretti per clustering a livello di scuola. Osservazioni pesate utilizzando i pesi campionari studenti.

* Coefficiente significativo 10%; ** Coefficiente significativo 5%; *** Coefficiente significativo 1%

Tutte le specificazioni riportate in tabella includono seguenti controlli individuali: età, classe frequentata e sesso

(a) Variabile omessa: nessuna licenza scolastica (b) Variabile omessa: reddito<20,000

¹⁹ Come evidenziato in Checchi e Flabbi (2007), anche il sistema tedesco di scuola secondaria, seppure con alcune differenze, dispone di indirizzi distinti con orientamento accademico (*Gymnasium*), tecnico (*Realschule*) e professionale (*Hauptschule*). La principale differenza fra i sistemi scolastici riguarda l'età in cui gli studenti e le loro famiglie sono chiamati a scegliere il percorso di studi: 10 anni.

Tornando all'analisi del caso italiano, per ovviare alla mancanza di informazioni dirette nei dati PISA relative al reddito familiare, abbiamo stimato una funzione di determinazione salariale (*wage equation*) sulla base dei dati EUSILC 2004. Una volta ottenute le stime, abbiamo imputato i redditi così predetti ai dati PISA, sulla base delle informazioni comuni ai due dataset.²⁰ In particolare, per imputare la nostra predizione del reddito al campione PISA abbiamo utilizzato, oltre che controlli geografici, le informazioni su età, istruzione e occupazione riportate direttamente dai genitori nel corso dell'indagine 2006. La stessa metodologia è stata utilizzata anche per imputare ai dati PISA informazioni relative ai vincoli di liquidità familiari presenti nei dati EU SILC. Attraverso la stima di modelli *probit*, e usando gli stessi regressori utilizzati per la predizione del reddito, abbiamo analizzato la probabilità che una famiglia non sia in grado di affrontare spese inattese, la probabilità di non potersi permettere una settimana di vacanze all'anno e la probabilità di essere vincolati in almeno un ambito, spese inattese o vacanze.²¹ Dal punto di vista metodologico, per limitare potenziali distorsioni nella stima dell'equazione salariale dovute a differenze nel tasso di partecipazione al mercato del lavoro, specialmente nel campione delle madri, invece di stimare il reddito sulle osservazioni individuali, abbiamo condotto l'analisi a livello familiare, utilizzando come variabile dipendente il reddito disponibile familiare, e come regressori le caratteristiche di entrambi i genitori controllando per età (5 classi), istruzione (4 classi), occupazione (11 classi) e macroregione di residenza (5 classi)²². I risultati di questa metodologia sono riportati nella Tabella 17.

Tabella 17 – Statistiche descrittive delle variabili imputate – Italia – EUSILC 2004 e PISA 2006

<i>(log)reddito familiare disponibile annuo</i>				
	Media	Dev. St.	Min	Max
Eusilc 2004	10.1547	0.3933	9.2044	11.229
PISA 2006	10.3382	0.3681	9.2402	11.2894
<i>probabilità di non poter affrontare spese inattese</i>				
Eusilc 2004	0.236	0.1959	0.0022	0.9142
PISA 2006	0.1585	0.149	0.001	0.9639
<i>probabilità di non poter permettersi una settimana di vacanza</i>				
Eusilc 2004	0.3916	0.2788	0.0063	0.9872
PISA 2006	0.2439	0.2189	0.0036	0.9738
<i>probabilità di vincoli di liquidità</i>				
Eusilc 2004	0.4368	0.2788	0.0139	0.989
PISA 2006	0.3014	0.2392	0.0085	0.9854

Il reddito predetto nei dati EUSILC risulta essere in media di 25712 euro all'anno (10.15 in logaritmi), mentre il reddito imputato ai dati PISA risulta leggermente superiore, pari a 30890 euro (10.34 in logaritmi). Per quanto riguarda invece i vincoli di liquidità, nel campione EU SILC, le stime dei modelli indicano che la probabilità che una famiglia non riesca a far fronte a spese inattese è in media del 24%, del 39% invece la probabilità media di non potersi permettere una settimana di vacanze e circa del 44%

²⁰ La scelta dei dati EU SILC 2004, rispetto ai dati Banca d'Italia, presenta due principali vantaggi. In primo luogo, l'ampiezza campionaria. Per migliorare il matching con i dati PISA abbiamo ristretto il campione ai genitori (padri e madri) che avessero almeno un figlio in età compresa fra i 12 e i 14 anni (compresi). Operata tale restrizione, il campione comprende 3148 osservazioni individuali, corrispondenti a 1670 famiglie. Di contro, il campione Banca d'Italia 2006, operata un'analoga restrizione, comprende solo 501 osservazioni individuali. Il secondo vantaggio riguarda la classificazione delle occupazioni. Sia i dati EU SILC che i dati PISA operano una classificazione delle occupazioni in base alle categorie ISCO-88, mentre nei dati Banca d'Italia la classificazione segue criteri diversi, non direttamente riconducibili alla tabella ISCO. Per concludere, la scelta dell'indagine 2004 dei dati EU SILC rispetto alla più recente indagine 2005, anch'essa disponibile, è dovuta alla mancanza in quest'ultima delle informazioni relative alla regione di residenza per più del 70% delle osservazioni.

²¹ Un riferimento teorico per questa procedura, comunemente chiamata *two-samples two-stages least squares* (2S2SLS), si può trovare in Arellano e Meghir (1992) e in Angrist e Krueger (1992), mentre un'applicazione di questo stimatore allo studio della mobilità intergenerazionale si può trovare in Bjorklund e Jantti (1997) e in Mocetti (2007a).

²² Nella Tabella A.1 in Appendice abbiamo riportato i risultati della stima del reddito e delle variabili indice dei vincoli di liquidità familiari.

quella di essere vincolati in una delle due dimensioni.²³ Per verificare la robustezza della metodologia utilizzata per imputare il reddito ai dati PISA per l'Italia, abbiamo ripetuto lo stesso esercizio per il caso della Germania, di cui possediamo il reddito riportato dai genitori degli studenti che hanno partecipato all'indagine PISA. Abbiamo quindi stimato un'equazione salariale usando i dati EUSILC 2005²⁴ e abbiamo confrontato le predizioni imputate ai dati PISA con i redditi effettivi riportati dai genitori (Tabella 18).

Tabella 18 – Statistiche descrittive delle variabili imputate – Germania – EUSILC 2005 e PISA 2006

<i>(log)reddito familiare disponibile annuo</i>				
	Media	Dev. St.	Min	Max
Eusilc 2005	10.4287	0.5488	6.9717	13.8251
PISA 2006 stimato	10.6333	0.2832	9.5443	11.2413
PISA 2006 effettivo	10.4253	0.5054	9.6158	11.0821

L'informazione riportata dai genitori nei dati PISA è rappresentata da “classi di reddito”.²⁵ Per poter procedere al confronto con le predizioni imputate utilizzando i dati EUSILC, abbiamo dovuto assegnare a ciascuna famiglia il reddito medio corrispondente a ciascuna classe di reddito di pertinenza.²⁶ Come si può notare dalla Tabella 18, la nostra predizione per la Germania risulta molto vicina ai valori dei redditi effettivamente riportati, soprattutto tenendo presente come il valore effettivo del reddito PISA dipenda sensibilmente dal top coding dei redditi riportati. Prima di poter utilizzare il reddito predetto nell'analisi delle scelte scolastiche e della performance degli studenti italiani, è utile soffermarci su ulteriori possibili problemi relativi ai dati PISA per l'Italia.

Tabella 19: titolo di studio più elevato nella coppia come riportato dai genitori stessi e dai figli

Riportato dai figli → ↓ Riportato dai genitori	Licenza media o inferiore	Diploma professionale	Diploma di maturità	Laurea o dottorato	Missing	Total
Diploma di licenza media o inferiore	75.20	6.80	15.53	2.11	0.37	100.00
Diploma professionale	11.88	8.90	63.97	14.52	0.72	100.00
Diploma di maturità	14.04	12.98	59.57	12.63	0.78	100.00
Laurea o dottorato	0.94	1.03	9.54	88.06	0.43	100.00
Missing	38.31	6.19	32.35	21.37	1.79	100.00
Total	24.42	7.53	41.56	25.67	0.82	100.00

In primo luogo, analizzando l'istruzione dei genitori (Tabella 19), si evidenziano sensibili discrepanze tra quanto riportato dai figli e quanto direttamente dai genitori: sembra infatti che i figli tendano a sovrastimare il livello di istruzione dei propri genitori. Secondariamente, le informazioni dirette sull'istruzione dei genitori risultano mancanti per il 17.61% del nostro campione, il che implica l'impossibilità di imputare a questi studenti il reddito familiare stimato sui dati EUSILC. Per valutare eventuali problemi di auto-selezione nel rispondere al questionario dei genitori, abbiamo dunque stimato un modello *Probit* sulla probabilità di avere assenti le informazioni direttamente raccolte dai genitori e sulla probabilità che gli studenti “sovrastimino” l'istruzione dei propri genitori (vedi Tabella 20). Ne emerge che la probabilità di avere informazioni mancanti sull'istruzione dei genitori è significativamente maggiore per gli studenti di istituti professionali rispetto a quelli di istituti tecnici e licei (rispettivamente del 5% e dell'8%), e significativamente più elevata nel mezzogiorno. Qualora entrambe le informazioni fossero presenti (colonna 2 tabella 20), sono sempre gli studenti di istituti

²³ Nel campione EU SILC il 26% delle famiglie italiane riporta di non essere in grado di fronteggiare spese inattese, il 40.7% di non potersi permettere una settimana di vacanze e il 45% di essere vincolati in almeno una delle due situazioni.

²⁴ La Germania non ha partecipato alla rilevazione EUSILC 2004.

²⁵ Cfr. nota 18.

²⁶ Per le famiglie che riportano un reddito annuo inferiore a 20000 euro abbiamo assegnato un reddito puntuale di 15000 euro, mentre alle famiglie che riportano un reddito superiore a 60000, il reddito puntuale assegnato è di 65000 euro.

tecniche e professionali ad avere una probabilità significativamente maggiore di sovrastimare l'istruzione dei genitori.

Tabella 20: Probabilità di avere informazioni missing e/o sovraestimate sull'istruzione dei genitori:

	probabilità di informazioni dirette mancanti sull'istruzione dei genitori	probabilità di sovrastima dell'istruzione dei genitori da parte dei figli
Istituto Tecnico ^(a)	-0.052** (2.34)	-0.010 (0.50)
Liceo ^(a)	-0.080*** (3.40)	-0.142*** (7.41)
Femmina	-0.020** (1.99)	0.007 (0.51)
Età	0.027* (1.76)	0.019 (0.73)
Classe frequentata seconda ^(b)	-0.065*** (4.89)	0.004 (0.17)
Classe frequentata terza ^(b)	-0.052* (1.86)	-0.141*** (2.99)
Nord Est ^(c)	-0.024 (1.17)	0.022 (1.32)
Centro ^(c)	0.002 (0.06)	0.085*** (3.07)
Sud ^(c)	0.071*** (2.81)	0.082*** (3.97)
Sud-isole ^(c)	0.048* (1.70)	0.069*** (3.12)
Osservazioni	20009	12948
Pseudo R-squared	0.02	0.02

Note: Robust z statistics in parentheses. Effetti marginali riportati in tabella * significativo al 10%;

** significativo al 5%; *** significativo al 1% (a) Variabile omessa: istituto professionale

(b) Variabile omessa: classe frequentata prima (c) Variabile omessa: Nord ovest

6. Reddito e scelta della secondaria

La possibilità di conoscere il reddito disponibile della famiglia (almeno per l'anno 2006, attraverso la procedura di stima illustrata nel paragrafo precedente) ci permette di riesaminare le correlazioni tra scelte degli studenti e condizioni familiari di partenza. Discuteremo nel paragrafo seguente come il reddito familiare possa rappresentare una misura indiretta di risorse aggiuntive a disposizione dello studente proveniente da una famiglia ricca (in termini per esempio di accesso a ripetizioni private). Tuttavia nel caso della scelta dell'indirizzo scolastico, la presenza di correlazioni positive potrebbe essere indicativa di effetti relativi all'intera carriera futura dello studente. Immaginiamo infatti un genitore che si trovi a dover scegliere per conto del proprio figlio tra un indirizzo liceale (che necessariamente richiede una prosecuzione universitaria) ed un indirizzo tecnico-professionale (che permette una fuoriuscita verso il mercato del lavoro al termine della scuola secondaria). Tale scelta, oltre che dalla capacità presunta dello studente, dipenderà anche dalla possibilità della famiglia di finanziare cinque piuttosto che otto o dieci anni di istruzione. Inoltre, trattandosi di un investimento rischioso (in quanto il figlio potrebbe interrompere il corso di studi e non conseguire il titolo, con ciò vanificando la maggior parte dell'investimento), la scelta dell'indirizzo scolastico sarà condizionata dal grado relativo di avversione al rischio.²⁷ Poiché in questi dati non abbiamo una misura diretta del grado

²⁷ Infatti, Checchi, Fiorio e Leonardi (2007), usando i dati dell'Indagine SHIW condotta dalla Banca d'Italia, mostrano che il grado di avversione al rischio, misurato attraverso la disponibilità a partecipare ad una scommessa, è negativamente correlato con la probabilità di avere un figlio iscritto all'università nella fascia d'età rilevante (19-23 anni).

di avversione al rischio, che però sappiamo essere correlato negativamente con il livello di ricchezza di una persona, possiamo attenderci anche per questo canale una relazione positiva tra reddito familiare e probabilità di scelta di un indirizzo scolastico di tipo generalista (qual è la filiera liceale). In tabella 21 ripetiamo l'analisi già condotta nel paragrafo 3 relativa alle correlazioni esistenti con la scelta del tipo di scuola secondaria, ma tenendo conto del reddito disponibile a livello familiare. Nelle prime tre colonne della tabella notiamo che parte dell'effetto precedentemente attribuito a istruzione dei genitori e/o prestigio occupazionale (replicato in colonna 1 per comodità) è in parte attribuibile ad una correlazione positiva col reddito familiare (ed infatti i coefficienti standardizzati di queste variabili si riducono di circa un terzo in colonna 2). Inoltre il reddito sembra esercitare un effetto almeno equivalente a quello del prestigio occupazionale, senza che per altro la bontà predittiva del modello migliori sensibilmente (per come desumibile dal valore dello pseudo R^2). In misura sostanzialmente analoga, la probabilità di essere finanziariamente vincolati riduce la probabilità di scelta degli ordini scolastici più elevati (licei o istituti tecnici – vedi colonna 3). Parte dell'effetto di queste variabili è attribuibile agli effetti ambientali, che possiamo parzialmente catturare introducendo degli effetti fissi provinciali (colonne 4-5-6). Così come suggerito in precedenza, questi effetti fissi possono catturare una grande varietà di potenziali effetti, che restano non direttamente osservabili allo studioso (dalla disponibilità locale delle diverse tipologie di scuola secondaria alla convenienza dei diversi indirizzi rispetto al mercato del lavoro locale, dalla disponibilità locale di offerte culturali alla ricchezza media del territorio). Notiamo così che la correlazione con le variabili familiari diminuisce significativamente, ma non si riduce la significatività statistica: i figli delle famiglie ricche, a parità di istruzione ed occupazione dei propri genitori, tenuto anche conto delle risorse culturali a disposizione della famiglia, hanno una più elevata probabilità di essere iscritti in un liceo o in un istituto tecnico.

Infine si potrebbe obiettare che l'effetto del reddito familiare possa riflettere una correlazione spuria imputabile al mancato controllo per l'abilità non osservabile dello studente. Infatti, ogni modello standard di scelta dell'istruzione come investimento intergenerazionale prevede che l'investimento finanziario del genitore cresca al crescere delle capacità (osservabili) del figlio, in quanto aumenterebbe la resa economica dell'investimento stesso. Un indicatore indiretto delle capacità del figlio è già stato incluso nelle regressioni precedenti, laddove si è tenuto conto dell'anno di corso frequentato (presupponendo che studenti bocciati – il caso escluso – possano essere meno abili di chi è in regola o addirittura in anticipo sul percorso stesso. Tuttavia, se vogliamo estendere questa ipotesi prendendo come ulteriore misura indiretta delle capacità il risultato conseguito nei test, notiamo che i risultati precedenti continuano a persistere.²⁸

Possiamo quindi concludere questo paragrafo affermando che, condizionatamente alle informazioni disponibili, la misura del reddito familiare appare significativamente correlata con la probabilità di scelta di indirizzi scolastici secondari “migliori” in quanto associati all'autoselezione degli studenti più brillanti in questi stessi indirizzi. Questo appare confermato quando il reddito monetario sia sostituito dalla probabilità di ristrettezze finanziarie, ed entrambi gli effetti sono robusti anche all'inclusione di specificità territoriali di varia natura (per come catturabili dagli effetti fissi di provincia).

²⁸ Prendere i risultati dei test come misura indiretta delle capacità non osservate degli individui è ovviamente esposto all'obiezione che i risultati stessi, dopo uno o due anni di frequenza dipendono direttamente dal tipo di scuola frequentata e sono quindi endogeni. Per questa ragione noi non vogliamo in questa sede spingere l'argomento troppo in là, limitandoci a constatare che l'effetto del reddito familiare e/o dei vincoli di liquidità continua a permanere.

Tabella 21: Scelta dell'indirizzo di scuola secondaria superiore. Modello Ordered Probit. Italia 2006

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Caratteristiche individuali:									
Età (mesi) ^(b)	0.028 [1.79]*	0.029 [1.86]*	0.028 [1.82]*	0.014 [2.59]***	0.013 [2.60]***	0.014 [2.61]***	0.012 [2.28]**	0.019 [2.30]**	0.012 [2.32]**
Femmina ^(a)	0.173 [6.78]***	0.173 [6.81]***	0.175 [6.87]***	0.069 [7.12]***	0.063 [7.15]***	0.067 [7.23]***	0.092 [9.73]***	0.090 [9.71]***	0.095 [9.81]***
In II superiore ^(a,b)	0.190 [10.97]***	0.183 [10.82]***	0.185 [10.94]***	0.076 [12.03]***	0.069 [11.91]***	0.072 [11.93]***	0.029 [4.58]***	0.028 [4.65]***	0.029 [4.52]***
In III superiore ^(a,b)	0.150 [7.07]***	0.142 [6.67]***	0.145 [6.87]***	0.055 [6.75]***	0.048 [6.38]***	0.051 [6.57]***	0.019 [2.45]**	0.017 [2.27]**	0.018 [2.28]**
Background familiare: Background familiare:									
Livello di istruzione più elevato tra i genitori ^(c)	0.134 [5.88]***	0.088 [3.75]***	0.097 [4.15]***	0.039 [5.21]***	0.018 [2.62]***	0.022 [2.89]***	0.041 [5.97]***	0.027 [3.86]***	0.030 [3.93]***
Prestigio occupazionale più elevato tra i genitori ^(c)	0.287 [14.43]***	0.197 [9.93]***	0.229 [11.22]***	0.110 [16.04]***	0.064 [10.13]***	0.082 [12.91]***	0.080 [11.96]***	0.050 [7.68]***	0.063 [9.48]***
Indice di disponibilità di risorse educative in casa ^(c)	0.127 [8.17]***	0.114 [7.34]***	0.108 [6.84]***	0.052 [9.41]***	0.043 [8.31]***	0.043 [7.79]***	0.028 [4.55]***	0.023 [3.97]***	0.023 [3.41]***
(log)reddito familiare disponibile (stimato da EUSILC 2004) ^(c)		0.207 [7.40]***			0.086 [9.02]***			0.066 [6.54]***	
probabilità vincoli liquidità (stimata da EUSILC 2004) ^(c)			-0.154 [6.30]***			-0.043 [6.85]***			-0.052 [5.49]***
misura indiretta delle capacità (risultati nelle competenze matematiche)							0.193 [12.39]***	0.186 [12.22]***	0.197 [12.29]***
Costante	sì	sì	sì	sì	sì	sì	sì	sì	sì
Effetti fissi macro-area	sì	sì	sì	no	no	no	no	no	no
Effetti fissi provincia	no	no	no	sì	sì	sì	sì	sì	sì
Osservazioni	14047	14047	14047	13971	13971	13971	13971	13971	13971
Pseudo R-squared	0.11	0.12	0.12	0.24	0.25	0.24	0.30	0.31	0.30

Note: Z statistics in parentesi. * Coefficiente significativo 10%; ** significativo 5%; *** significativo 1%. Pesì campionari individuali utilizzati nelle stime e standard errors corretti per clustering a livello di scuola. (a) Variabili dicotomiche: effetti marginali riportati in tabella. (b) Variabile omessa: in I superiore (c) Variabili continue: coefficienti fully standardised riportati in tabella

7. Reddito e determinanti delle competenze

Dopo aver analizzato le determinanti delle scelte di indirizzo secondario, siamo passati ad analizzare le determinanti delle competenze scolastiche, continuando nella linea di ricerca già iniziata in Bratti et al. 2007. Noi sappiamo che tra le determinanti delle competenze vi è un'elevata correlazione con le caratteristiche dell'ambiente familiare, che nell'indagine PISA 2006 può essere misurato attraverso il grado di istruzione dei genitori, il prestigio occupazionale associato alle professioni ricoperte e le risorse educative presenti in famiglia (dai libri al computer, da uno spazio per lo studio ai libri di arte o di poesia). Questo è confermato anche nell'indagine PISA 2006, come si evince dalla prima colonna di tabella 22, riferita alle competenze matematiche (ma risultati analoghi si producono anche per le competenze letterarie o per quelle scientifiche).

Teniamo ovviamente conto delle caratteristiche individuali negli studenti intervistati, attraverso l'età (poiché si tratta di quindicenni, viene controllato il mese di nascita), il genere (le femmine hanno punteggi inferiori nell'ambito matematico, ma superiori nell'ambito letterario) e l'anno di corso frequentato (da cui troviamo verifica che gli studenti in corso – frequentanti del secondo anno di corso – hanno una performance di circa 40 punti superiori a quella di chi è stato bocciato almeno un anno; per contro gli studenti in anticipo sui percorsi – i cosiddetti “primini” che frequentano il terzo anno di corso – hanno un vantaggio in termini di performance).

Si nota poi un fenomeno curioso, ovvero sia che il contributo dell'istruzione dei genitori esercita il suo massimo impatto in corrispondenza di un diploma di scuola secondaria per almeno uno dei genitori.

Questo significa che ai fini della formazione delle competenze il *divide* culturale nella generazione dei genitori passa per la formazione secondaria e non per quella terziaria. Questo risultato è robusto anche quando si tenga conto del tipo di scuola secondaria frequentata dallo studente (e probabilmente scelta con il supporto dei genitori). In colonna 4 abbiamo introdotto il controllo relativo al tipo di indirizzo secondario frequentato: non sorprende registrare che gli studenti che frequentano i licei abbiano un livello di competenze più elevato di quello del caso escluso (istruzione e formazione professionale), mentre appare più strano osservare che il profilo a U-rovesciata dell'istruzione dei genitori continua a persistere anche quando teniamo conto dell'effetto esercitato attraverso la scelta dell'indirizzo. Lo stesso fenomeno si attenua soltanto quando teniamo conto di eventuali effetti di autoselezione degli studenti nelle diverse scuole attraverso l'introduzione di un effetto fisso di scuola (vedi colonna 7 di tabella 22). Si noti come in quest'ultimo caso l'effetto di avere almeno un genitore laureato non eserciti più alcun impatto specifico. Nei tre modelli analizzati il prestigio occupazionale dei genitori e le risorse formative correlano entrambi positivamente con le competenze possedute dagli studenti (anche se l'impatto della prima variabile si riduce di oltre due terzi quando teniamo conto dell'indirizzo o della scuola effettivamente frequentata).

Tuttavia gli effetti dell'ambiente familiare non si esauriscono all'istruzione dei genitori o alle risorse culturali, e neppure alla scelta della scuola secondaria. Ci saremmo aspettati che il reddito familiare (da noi imputato sulla base del modello stimato nei dati EUSILC 2004) fosse poco o nulla significativo qualora avessimo tenuto conto dell'istruzione (una delle maggiori determinanti del reddito), del tipo di occupazione e dell'area territoriale di collocazione del mercato del lavoro. Tuttavia i risultati delle stime ci dicono che esiste un effetto addizionale del reddito, riconducibile alle determinanti del reddito non incluse nella regressione, quali l'età dei genitori, il settore e la qualifica occupazionale, la regione di residenza. La grandezza dell'impatto non è molto elevata: un aumento del reddito familiare del 10% porta ad un aumento del livello delle competenze compreso tra 2 e 4 punti di test. Come dire che il divario di reddito medio tra macroaree (pari a circa 0.4 in logaritmi) produrrebbe una riduzione del divario nord-sud compreso tra 8 e 12 punti di test (su un effetto medio stimato dalle costanti per macroaree pari a circa 50 punti).

Ci siamo domandati attraverso quali canali una maggior disponibilità di risorse economiche dovrebbe favorire la formazione delle competenze, in particolare quando si consideri il caso delle competenze matematiche. Una prima ipotesi è che la maggior ricchezza permetta alle famiglie di ricorrere alle lezioni private, impedendo quindi ai figli delle famiglie più ricche di scivolare in basso nella distribuzione delle competenze. Tuttavia l'effetto stimato in colonna 2 (e nelle successive colonne 5 e 8) è negativo, ad indicazione del fatto che ricorrono alle lezioni private gli studenti che in media hanno livelli di competenze più bassi della media. Tuttavia, nonostante l'introduzione di questo controllo, il reddito familiare rimane significativo.

Una seconda ipotesi è legata ai modelli di ruolo. Una delle domande poste agli studenti intervistati riguarda le aspirazioni future di occupazione.²⁹ Quando la professione attesa viene convertita in prestigio sociale corrispondente, ci si potrebbe aspettare una correlazione positiva con il livello delle competenze, per via del canale imitativo. Studenti che siano figli di genitori più ricchi nutrono aspettative più elevate sul loro ingresso nel mercato del lavoro, per via del fatto che osservano i loro genitori ottenere maggior successo nel mercato stesso. Se le aspettative di successo costituiscono una delle motivazioni (se non la principale) all'apprendimento, ne consegue una correlazione positiva tra reddito familiare e livello delle competenze. Tuttavia, quando anche introduciamo questa variabile in colonna 2 (e nelle successive colonne 5 e 8) essa presenta una correlazione positiva con il livello degli apprendimenti, pur mantenendosi una correlazione statisticamente significativa con il reddito familiare.

²⁹ Si tratta della domanda 30 del questionario studenti: "Quale lavoro pensi che farai quando avrai 30 anni?". Si tratta comunque di una variabile potenzialmente endogena, in quanto le aspirazioni potrebbero dipendere dall'abilità non osservata, che a sua volta è correlata con la formazione delle competenze. Tuttavia nel dataset non siamo riusciti ad individuare strumenti ragionevoli per procedere ad una stima col metodo delle variabili strumentali.

Da ultimo, abbiamo anche recuperato dai dati EUSILC una misura indiretta dell'esistenza di vincoli di liquidità, attraverso la probabilità (stimata) di trovarsi in una delle due situazioni alternative di ristrettezza: "non sono in grado di fronteggiare spese inattese" oppure "non posso permettermi una settimana di vacanze all'anno". Se circa il 43% delle famiglie italiane ricade in questa tipologia nel campione EUSILC, la stessa si riduce al 30% nel campione PISA. Se si osservano i dati riportati in tabella 22, si nota come questo sia dovuto alla maggior ricchezza (circa il 18% in più) delle famiglie nel campione PISA, dovuto alla possibile autoselezione del campione (si tratta infatti di famiglie con almeno un figlio iscritto in una scuola secondaria – tuttavia anche il campione EUSILC è stato selezionato sulla presenza di almeno un figlio in una fascia d'età contigua - 12-14 anni). Quando introduciamo questa variabile (in colonna 3 di tabella 22), notiamo che essa assume un segno negativo e statisticamente significativo. Questo suggerirebbe che l'effetto del reddito potrebbe essere imputabile alle famiglie più povere, che per via dei vincoli di liquidità non possono offrire ai propri figli l'insieme delle opportunità di esperienza che accompagnano invece i figli delle famiglie ricche. Tuttavia, quando teniamo conto del tipo di scuola secondaria frequentata (colonna 6) o persino della scuola specifica (colonna 9), la caratterizzazione di famiglia vincolata nell'accesso al credito perde la sua significatività statistica.

Osservando infine l'impatto catturato dalle dummies territoriali, notiamo che esso non declina qualora si considerino modalità alternative per tener conto del livello del reddito. Questo non contraddice i risultati proposti da Bratti et al. (2007) là dove si sostiene che i divari territoriali non sono riconducibili solo ad uno svantaggio in termini di risorse economiche familiari, ma possono anche essere riconducibili al contesto sociale circostante. Tuttavia rispetto all'analisi proposta da Bratti et al. 2007, riferita all'indagine PISA 2003, in questo caso abbiamo potuto disporre di una miglior misurazione delle risorse economiche disponibili a livello familiare. A partire da questa misurazione, anche tenendo conto della correlazione con gli effetti ambientali (descritta dalle ultime tre colonne di tabella 22 che includono un effetto fisso a livello di scuola), la situazione economica familiare continua ad esercitare un effetto significativo: a parità di ambiente scolastico, il raddoppio del reddito familiare è associato ad un maggior punteggio nei test matematici compreso tra 16 e 19 punti. Si può obiettare che tale miglioramento sia di entità trascurabile, specialmente quando confrontato con la dimensione dell'incremento di reddito che stiamo prendendo in considerazione. Tuttavia resta il dato di fatto che questa è una dimensione in cui si materializza la diseguaglianza delle opportunità.

Tabella 22 – Determinanti delle competenze matematiche – PISA Italia 2006

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
età	3.492 (1.05)	1.795 (0.55)	1.585 (0.48)	0.433 (0.14)	-0.705 (0.23)	-0.912 (0.29)	0.580 (0.21)	-0.251 (0.09)	-0.457 (0.16)
femmina	-24.831*** (9.27)	-30.279*** (12.11)	-30.194*** (11.90)	-32.228*** (12.92)	-34.380*** (13.95)	-34.487*** (13.86)	-25.422*** (14.71)	-26.570*** (14.70)	-26.624*** (14.65)
frequenta classe seconda	60.003*** (19.80)	53.380*** (16.78)	54.221*** (16.85)	44.833*** (16.38)	42.750*** (14.35)	43.144*** (14.45)	42.235*** (16.46)	40.422*** (14.11)	40.685*** (14.16)
frequenta classe terza	86.858*** (12.33)	78.699*** (11.50)	80.602*** (11.65)	67.004*** (9.95)	65.155*** (9.70)	66.295*** (9.78)	65.630*** (12.60)	65.459*** (12.21)	66.482*** (12.36)
istruzione genitori=licenza elementare	21.065 (1.54)	32.831** (2.36)	37.470*** (2.64)	34.820** (2.47)	40.305*** (2.85)	42.958*** (2.93)	17.200 (1.39)	23.581** (2.01)	25.337** (2.17)
istruzione genitori=licenza media	36.239*** (3.05)	48.918*** (4.20)	49.043*** (4.02)	44.377*** (3.43)	51.362*** (3.91)	51.075*** (3.70)	26.871** (2.48)	34.891*** (3.58)	34.526*** (3.57)
istruzione genitori=diploma professionale	43.165*** (3.44)	53.714*** (4.58)	53.647*** (4.36)	45.623*** (3.40)	53.118*** (4.00)	53.051*** (3.81)	26.469** (2.36)	36.443*** (3.57)	36.431*** (3.58)
istruzione genitori=diploma maturità	42.293*** (3.54)	52.010*** (4.65)	51.365*** (4.37)	42.762*** (3.32)	50.119*** (3.93)	49.688*** (3.72)	21.394** (1.98)	30.234*** (3.12)	30.140*** (3.13)
istruzione genitori=laurea o dottorato	23.759* (1.94)	31.421*** (2.74)	35.952*** (2.99)	28.193** (2.13)	33.069** (2.53)	36.351*** (2.65)	8.369 (0.77)	15.762 (1.61)	18.413* (1.90)
prestigio occupazionale genitori	0.604*** (6.13)	0.465*** (4.58)	0.666*** (6.52)	0.292*** (3.18)	0.293*** (2.98)	0.447*** (4.74)	0.244*** (3.61)	0.264*** (3.66)	0.389*** (5.53)
risorse educative in casa	11.446*** (9.01)	9.383*** (7.40)	9.525*** (7.49)	7.909*** (7.40)	7.477*** (6.56)	7.647*** (6.56)	7.101*** (8.11)	7.109*** (7.70)	7.288*** (7.78)
scuola secondaria = istituto tecnico				48.444*** (7.18)	42.160*** (5.70)	42.885*** (5.76)			
scuola secondaria = liceo				80.545*** (11.42)	70.702*** (8.71)	72.303*** (8.80)			
ha preso lezioni private		-20.301*** (10.24)	-19.956*** (10.05)		-23.350*** (12.29)	-23.129*** (12.19)		-23.885*** (14.03)	-23.657*** (13.84)
prestigio occupazionale "cosa farai da grande"		1.070*** (14.51)	1.092*** (14.60)		0.497*** (5.90)	0.500*** (5.98)		0.306*** (5.10)	0.305*** (5.06)
(log)valore predetto reddito familiare (da EUSILC 2004 – reddito disponibile capofamiglia)	38.994*** (7.85)	36.498*** (7.49)		23.121*** (5.57)	25.492*** (5.90)		16.265*** (4.48)	19.234*** (5.08)	
vincoli di liquidità (incapacità affrontare spese inattese o una settimana di vacanza in un anno)			-26.703*** (3.48)			-14.853** (2.09)			-8.436 (1.49)
Macroregione = Nord-Est	14.322** (2.53)	14.449*** (2.87)	15.602*** (3.05)	15.238*** (3.39)	15.747*** (3.66)	16.412*** (3.77)			
Macroregione = Centro	-25.777*** (2.83)	-28.620*** (3.47)	-30.583*** (3.61)	-27.110*** (3.97)	-27.344*** (3.97)	-28.925*** (4.15)			
Macroregione = Sud	-42.809*** (6.02)	-47.997*** (7.27)	-55.009*** (8.38)	-51.827*** (8.39)	-53.701*** (8.92)	-59.580*** (9.89)			
Macroregione = Sud e isole	-54.287*** (6.87)	-59.826*** (7.55)	-64.303*** (7.88)	-62.313*** (8.31)	-64.278*** (8.04)	-68.564*** (8.27)			
Costante	sì	sì	sì	sì	sì	s'	sì	sì	sì
Effetti fissi di scuola	no	no	no	no	no	no	sì	sì	sì
Osservazioni	14047	11962	11962	14047	11962	11962	14047	11962	11962
R ²	0.30	0.35	0.34	0.39	0.42	0.41	0.58	0.60	0.60

Robust t statistics in parentesi - * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%
Pesi campionari individuali utilizzati nelle stime e standard errors corretti per clustering a livello di scuola.

8. Conclusioni

In questo lavoro abbiamo studiato il legame tra risorse familiari, scelta degli indirizzi scolastici e formazione delle competenze. Ad integrazione dei risultati già ottenuti in letteratura su questo versante, particolare attenzione è stata dedicata alla misurazione del disagio economico delle famiglie, sia direttamente (ricostruendo il reddito disponibile per le famiglie) sia indirettamente (ricostruendo la probabilità di trovarsi in una situazione di carenza di liquidità).

I risultati principali della nostra analisi sono quattro. Innanzitutto abbiamo mostrato come la rappresentatività del campione sia cruciale per monitorare il livello effettivo delle competenze, specialmente quando si includano o escludano i segmenti della formazione professionale di competenza delle regioni o delle province autonome. Il sovracampionamento dei licei ed il sottocampionamento delle scuole professionali ovviamente fornisce un'immagine più ottimistica dei risultati sugli apprendimenti, di quanto la realtà comporti effettivamente. Abbiamo altresì messo in luce come ai

tradizionali divari di apprendimento per tipologia di scuola e macro-area regionale si affianchi anche quello per classe frequentata.

Secondo, abbiamo analizzato se la crescente licealizzazione nella scelta degli indirizzi della scuola secondaria abbia corrisposto ad un aumento di selettività del sistema scolastico. Mettendo insieme le tre indagini PISA (2000, 2003 e 2006) abbiamo mostrato una diminuzione nel tempo dell'impatto associato al grado di istruzione più elevato conseguito dai genitori, e, di converso, un aumento dell'impatto ascrivibile a prestigio occupazionale e alla disponibilità di risorse educative nella famiglia. Si ridurrebbe quindi il vincolo culturale, ma sembrerebbe rafforzarsi quello legato al contesto socio-economico. Risultati analoghi emergono altresì quando si consideri l'impatto dell'ambiente familiare sulle competenze possedute dagli studenti. Di segno analogo è anche l'evoluzione degli impatti delle variabili familiari nella formazione delle competenze, dove si nota un rafforzamento dell'impatto dell'istruzione dei genitori in coincidenza con una sostanziale stabilità dell'effetto relativo alla loro istruzione.

Terzo, abbiamo completato i dati dell'indagine con una stima del reddito familiare, desunta dalle informazioni contenute nei questionari compilati dai genitori e dai dati retributivi presenti in un'altra indagine europea (EUSILC). Tale stima si rende a nostro parere necessaria dal momento che il reddito familiare sembra apportare un contributo esplicativo autonomo nelle scelte formative (come evidenziato dai risultati relativi alla Germania). Grazie a questo reddito imputato abbiamo potuto analizzare il contributo delle risorse economiche della famiglia alla scelta della scuola secondaria dei propri figli. La misura del reddito familiare appare significativamente correlata con la probabilità di scelta di indirizzi scolastici secondari "migliori" (rispettivamente licei e istituti tecnici) in quanto associati all'autoselezione degli studenti più brillanti in questi stessi indirizzi. Questo appare confermato anche quando il reddito monetario sia sostituito dalla probabilità di ristrettezze finanziarie.

Quarto e ultimo aspetto, abbiamo mostrato come le risorse finanziarie della famiglia influenzino anche la formazione delle competenze degli studenti, anche quando si tenga conto delle risorse culturali disponibili nella famiglia. Abbiamo ipotizzato che questo effetto possa misurare la disponibilità di risorse aggiuntive rispetto a quelle scolastiche (per esempio l'utilizzo di lezioni private, il possesso di libri, di una connessione internet et similia), ovvero l'accumulo di competenze non cognitive (quali le aspirazioni lavorative future), ma anche tenendo conto di questi aspetti le risorse reddituali continuano ad esercitare un effetto positivo.

Riferimenti bibliografici

- Angrist J.D., Krueger, A. B. (1992). "The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment: An Application of Instrumental Variables with Moments from Two Samples" *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 418. (Jun., 1992), pp. 328-336.
- Arellano, M. and Meghir, C. (1992). "Female Labour Supply and On-the-Job Search: An Empirical Model Estimated Using Complementary Data Sets", *The Review of Economic Studies*, Vol. 59, No. 3. (Jul., 1992), pp. 537-559.
- Bjorklund, A. and Jantti, M. (1997). Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States. *American Economic Review*, vol. 87(5), pp1009-18. December.
- Bratti, M., D.Checchi e A.Filippin. 2007. *Da dove vengono le competenze degli studenti ? I divari territoriali nell'indagine OCSE PISA 2003*. Mulino.
- Bratti, M., D. Checchi e G.de Blasio. 2008. Does the expansion of higher education increase the equality of educational opportunities? Evidence from Italy. Banca d'Italia, Temi di discussione n. 679/2008
- Checchi, D. e L.Flabbi. 2006. Mobilità intergenerazionale e decisioni scolastiche in Italia. in G.Ballarino e D.Checchi (eds). *Scelte individuali e vincoli strutturali. Sistema scolastico e disuguaglianza sociale*", Mulino
- Checchi, D. e L.Flabbi. 2007. Intergenerational mobility and schooling decisions in Germany and Italy: the impact of secondary school tracks. IZA Discussion Paper n.2876
- Checchi, D., M.Leonardi e C.Fiorio. 2006. Sessanta anni di istruzione scolastica in Italia. *Rivista di Politica Economica* 2006 (VII-VIII): 285-318
- Checchi, D., M.Leonardi e C.Fiorio. 2007. Intergenerational persistence in educational attainment in Italy. IZA Discussion Paper No. 3622/2007
- Checchi, D. S.Iacus e G.Porro. 2007. Qualità della formazione scolastica e apprendimento: effetti di breve e medio periodo. Rapporto a IRER Lombardia, dicembre
- Cipollone, P. e P.Sestito. 2007. Quanto imparano gli studenti italiani: i divari nord-sud. scheda preparatoria per la relazione del Governatore della Banca d'Italia per il 2007.
- Di Pietro, G. e A.Cuttillo. 2008. Degree flexibility and university drop-out: The Italian experience. *Economics of Education Review* 27: 546-555
- Hertz, T., T.Jayasundera, P.Piraino, S.Selcuk, N.Smith, and A.Verashchagina. 2007 The Inheritance of Educational Inequality: International Comparisons and Fifty-Year Trends, *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy, (Advances)*, 7(2), Art.10.
- Lucifora, C. e L. Cappellari. 2008. The "Bologna process" and college enrolment decisions. IZA Discussion paper n.3444/2008
- Mocetti, S. 2007a. Intergenerational Earnings Mobility in Italy. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy, (Contributions)*, 7(2), art.5.
- Mocetti, S. 2007b. Scelte post-obbligo e dispersione scolastica nella scuola secondaria. Banca d'Italia mimeo
- Piraino, P. 2007. Comparable Estimates of Intergenerational Income Mobility in Italy. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy, (Contributions)*, 7(2), art.1.
- Franzini, M. e M.Raitano. 2008. La trasmissione intergenerazionale delle disuguaglianze di reddito: canali, metodologie, risultati e implicazioni di policy. mimeo

APPENDICE:

Tabella A.1: Predizioni di reddito e vincoli di liquidità su dati EUSILC 2004 (ITALIA)

metodo di stima	OLS	PROBIT	PROBIT	PROBIT
variabile dipendente	log reddito familiare disponibile	vincoli di liquidità (spese inattese o vacanza)	non posso affrontare spese inattese	non posso permettermi una settimana di vacanza
Età: categoria omessa < 36				
padre				
età [36,40]	-0.227*	-0.157	-0.315	-0.081
	(1.71)	(0.44)	(0.92)	(0.22)
età [41,45]	-0.186	-0.270	-0.464	-0.349
	(1.43)	(0.77)	(1.39)	(0.99)
età [46,50]	-0.144	-0.081	-0.384	-0.150
	(1.09)	(0.23)	(1.13)	(0.42)
età >50	-0.104	-0.036	-0.282	-0.266
	(0.77)	(0.10)	(0.81)	(0.73)
madre				
età [36,40]	0.103	0.118	0.053	0.077
	(1.33)	(0.57)	(0.26)	(0.38)
età [41,45]	0.107	-0.050	-0.056	0.001
	(1.33)	(0.24)	(0.27)	(0.01)
età [46,50]	0.102	-0.033	-0.063	0.138
	(1.20)	(0.14)	(0.27)	(0.61)
età >50	0.307***	-0.228	-0.280	-0.010
	(3.35)	(0.94)	(1.13)	(0.04)
Istruzione: categoria omessa licenza media, licenza elementare o nessun titolo				
padre				
diploma secondaria (ISCED 3)	0.011	-0.353***	-0.234**	-0.394***
	(0.31)	(3.80)	(2.29)	(4.16)
diploma post secondario (ISCED 4)	0.081	-0.162	0.162	-0.469**
	(1.10)	(0.85)	(0.79)	(2.28)
laurea (ISCED 5)	0.255***	-0.705***	-0.609**	-0.875***
	(3.68)	(3.46)	(2.35)	(4.00)
madre				
diploma secondaria (ISCED 3)	0.065*	-0.299***	-0.126	-0.264***
	(1.79)	(3.17)	(1.23)	(2.75)
diploma post secondario (ISCED 4)	-0.113	-0.146	0.100	-0.260
	(1.45)	(0.72)	(0.45)	(1.20)
laurea (ISCED 5)	0.188**	-0.215	-0.490*	-0.165
	(2.51)	(1.03)	(1.75)	(0.76)
Occupazione: categoria omessa Legislatori, alti funzionari e managers				
padre				
libero professionista	-0.017	0.123	0.147	0.171
	(0.21)	(0.53)	(0.50)	(0.70)
tecnico e professioni associate	-0.074	0.229	0.177	0.145
	(1.27)	(1.44)	(0.93)	(0.86)
impiegato	-0.139*	0.167	-0.085	0.336*
	(1.94)	(0.86)	(0.35)	(1.70)
occupato nei servizi o addetto vendite	-0.204***	-0.052	0.116	0.045
	(2.73)	(0.26)	(0.50)	(0.22)
occupazioni qualificate in agricoltura/pesca	-0.334***	0.852***	0.355	0.877***
	(3.64)	(3.41)	(1.40)	(3.54)
artigiano e professioni associate	-0.199***	0.455***	0.464***	0.390**
	(3.46)	(2.99)	(2.62)	(2.48)
operatore di macchine o impianti	-0.155**	0.383**	0.456**	0.336*
	(2.40)	(2.28)	(2.37)	(1.94)
occupazioni elementari	-0.398***	1.019***	0.678***	0.981***
	(5.61)	(5.09)	(3.32)	(4.87)

casalingo/a e assistenza domiciliare	-0.011	0.315	0.597	0.040
	(0.08)	(0.88)	(1.60)	(0.11)
dipendente dai servizi sociali	-0.372***	0.372**	0.544***	0.448**
	(5.74)	(2.16)	(2.82)	(2.54)
MOTHER:				
libero professionista	-0.044	-0.025	0.220	0.056
	(0.42)	(0.08)	(0.57)	(0.18)
tecnico e professioni associate	0.006	0.215	0.256	0.159
	(0.08)	(0.96)	(0.94)	(0.67)
impiegato	-0.021	-0.141	-0.160	-0.135
	(0.24)	(0.56)	(0.51)	(0.51)
occupato nei servizi o addetto vendite	-0.088	0.214	0.432	0.230
	(0.99)	(0.89)	(1.50)	(0.90)
occupazioni qualificate in agricoltura/pesca	-0.043	0.518	0.026	0.607
	(0.28)	(1.24)	(0.05)	(1.42)
artigiano e professioni associate	0.018	0.046	-0.003	0.058
	(0.17)	(0.16)	(0.01)	(0.20)
operatore di macchine o impianti	-0.069	0.135	0.211	0.003
	(0.61)	(0.45)	(0.59)	(0.01)
occupazioni elementari	-0.308***	0.530**	0.345	0.606**
	(3.47)	(2.21)	(1.23)	(2.42)
casalingo/a e assistenza domiciliare	-0.370***	0.602***	0.513**	0.533**
	(4.98)	(2.96)	(2.06)	(2.48)
dipendente dai servizi sociali	-0.312***	0.682***	0.674**	0.704***
	(3.77)	(3.03)	(2.54)	(3.00)
Regione di residenza: categoria omessa nord ovest				
nord est	0.015	0.150	0.117	0.235*
	(0.35)	(1.26)	(0.85)	(1.90)
centro	-0.064	0.259**	0.226*	0.342***
	(1.48)	(2.21)	(1.71)	(2.81)
sud	-0.255***	0.704***	0.388***	0.797***
	(5.87)	(6.06)	(3.06)	(6.65)
isole	-0.250***	0.876***	0.617***	0.856***
	(4.44)	(5.73)	(3.99)	(5.60)
possesso di beni durevoli				
possesso di un computer	0.143***	-0.558***	-0.483***	-0.594***
	(3.86)	(5.84)	(5.12)	(6.24)
possesso di una macchina	0.090	-0.369	-0.753***	-0.307
	(0.89)	(1.23)	(2.91)	(1.09)
Costante	10.396***	0.003	-0.058	-0.168
	(57.91)	(0.01)	(0.12)	(0.34)
Osservazioni	1425	1433	1433	1433
R-squared o Pseudo R-squared	0.36	0.26	0.20	0.27

t statistics in parentesi - * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%